

RAFAEL CABRAL GONÇALVES

*Análise de Frequência Regional de Ventos
Extremos no Paraná*

CURITIBA
2007

RAFAEL CABRAL GONÇALVES

*Análise de Freqüência Regional de Ventos Extremos
no Paraná*

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre no Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Recursos Hídricos e Ambiental da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Alexandre K. Guetter

Co-orientador: Prof. Dr. Heinz D. O. A. Fill

CURITIBA
2007

À minha avó Irany Rocha Cabral,
que foi a pessoa mais amável e fácil
de se gostar que já conheci, com
muita saudade, dedico.

AGRADECIMENTOS

Ao Senhor Deus, que me manteve dentro dos trilhos e que estava comigo em cada palavra presente nesta dissertação. Foi imprescindível o Seu apoio durante as madrugadas mais difíceis.

Ao Instituto Tecnológico SIMEPAR, que viabilizou este estudo com o fornecimento de dados, infra-estrutura e conhecimento técnico de alta qualidade.

Ao meu orientador Alexandre K. Guetter, pela paciência, sabedoria e pelo equilíbrio nas horas mais difíceis; e ao meu co-orientador Heinz Fill por sua assustadora sabedoria e exemplo da capacidade do ser humano de conhecer o ambiente em que vive.

Aos meus pais, por tudo o que me ensinaram e da forma como o fizeram; pelos exemplos de vida; pelo carinho em forma de muitos sorrisos, beijos e abraços; e por todo o esforço empregado em um projeto arriscado chamado filho.

Ao meu avô Edison T. Cabral, por todo o amor que me transmitiu; por ser um grande exemplo de vida; e por me incentivar em tudo o que valia a pena fazer.

À minha irmã Ariane, por me amar muito mais do que eu mereço.

À minha namorada Adriane Kumm, pela sua doçura; e pelo amor a mim dedicado, mesmo tendo que abdicar da minha presença física ou mental em muitos momentos.

Aos meus amigos, Marcelo Andrioni, Helder Nocko, Rodrigo Reks, Ângelo Breda, Alex Conselvan, Anderson Nascimento, Grazi Buba, Fernando Andrade, Reinaldo Kneib, Thaís Ribas e José Eduardo Gonçalves, pelas muitas risadas e por aquela ajuda quando eu achava que estava tudo perdido.

Aos amigos da Sanepar, Lutero Lúcio, Ingrid Caldas, Regiane Brito, Jefferson Yamashiro, Eduardo Maksemiv, Luiz Gustavo Wagner, Megrith Brunetto, Juliano Ferreira, Solange Serpe e Pedro Franco, pelo maravilhoso ambiente de trabalho que vocês construíram.

Sumário

1	Introdução	1
2	Revisão Bibliográfica	5
2.1	Análise de Extremos	5
2.1.1	Sistemas Meteorológicos	5
2.1.2	Distribuição de Extremos	11
2.2	Identificação de Regiões Homogêneas	14
2.3	Método dos Momentos-L	17
2.4	Análise de Frequência Regional	18
2.5	Aplicações das Análises de Ventos Extremos	19
3	Materiais e Métodos	22
3.1	Área de Estudo	22
3.1.1	Monitoramento Meteorológico	23
3.2	Dados Meteorológicos	25
3.2.1	Controle de Qualidade	30
3.2.2	Correlação das Rajadas com Outras Variáveis Meteorológicas	33
3.3	Métodos de Distribuição de Extremos	36
3.4	Análise dos Componentes Principais	43
3.5	Método de Análise de Frequência Regional	45
3.5.1	Teste de Homogeneidade Regional	45
3.5.3	Seleção da Distribuição de Frequência	47
3.5.4	Estimativa da Distribuição	48
4	Análise dos Dados por Estação	51
4.1	Estatística Descritiva	51
4.1.1	Caso 1 – Cerro Azul	52
4.1.2	Caso 2 – Guarapuava	56
4.1.3	Caso 3 – Londrina	59
4.1.4	Caso 4 – Cascavel	62
4.1.5	Caso 5 – Santa Helena	66
4.2	Análise de Extremos	69
4.2.1	Gumbel	70
4.2.1	GEV	71
4.2.2	Wakeby	72
5	Resultados da Análise Multivariada	75
5.1	Análise de Componentes Principais	75
5.2	Atributos Regionais	81
5.2.1	Região CP-1	82
5.2.2	Região CP-2	85
5.2.3	Região CP-3	86
5.2.4	Região CP-4	88
5.2.5	Região CP-5	89
5.3	Testes de Homogeneidade Regional	90

6 Resultados da Análise de Frequência Regional	95
6.1 Seleção da Distribuição.....	95
6.2 Estimativa da Distribuição Regional.....	96
6.3 Estimativa dos Quantis.....	98
6.3.1 Região CP-1.....	98
6.3.2 Região CP-2.....	99
6.3.3 Região CP-3.....	100
6.3.4 Região CP-4.....	101
6.3.5 Região CP-5.....	101
6.3.6 Mapeamento dos Quantis.....	102
7 Conclusões e Recomendações	103
Referências	105
Apêndice A – Vendavais e Sistemas Meteorológicos Associados	111
A.1 Sistemas Meteorológicos de Escala Sinótica.....	111
A.1.1 Descrição do Desenvolvimento de Linhas de Instabilidade.....	111
A.1.2 Sistemas Frontais.....	114
A.1.3 Ciclones.....	117
A.2 Sistemas Meteorológicos de Mesoescala.....	121
A.2.1 Sistemas e Complexos Convectivos de Mesoescala.....	122
A.2.2 Tempestades Severas.....	124
A.2.3 Ventos Orográficos.....	130
Apêndice B – Código Fortran de Ajuste da Distribuição de Gumbel aos Dados de Rajada Máxima Diária (XSTATION_GUM)	132
Apêndice C – Código Fortran de Ajuste da Distribuição de GEV aos Dados de Rajada Máxima Diária (XSTATION_GEV)	139
Apêndice D – Código Fortran de Ajuste da Distribuição de Wakeby aos Dados de Rajada Máxima Diária (XSTATION_WAK)	148
Apêndice E – Código Fortran de Testes de Homogeneidade e Seleção da Distribuição Regional	159
Apêndice F – Código Fortran de Ajuste da Distribuição Regional	194

Lista de Tabelas

Tabela 2.1 – Escala de vento de Beaufort (OMM, 1995).....	6
Tabela 2.2 – Características dos CCMs propostas por Maddox (1980).....	9
Tabela 3.1 – Localização e período de início dos registros de vento das estações meteorológicas do SIMEPAR.....	27
Tabela 3.2 – Especificações dos sensores de vento instalados nas estações meteorológicas automáticas do SIMEPAR.....	28
Tabela 3.3 – Valores máximos e mínimos do controle de qualidade dos dados de vento da rede meteorológica de mesoescala de Oklahoma (SHAFER et al., 2000).....	32
Tabela 3.4 – Lista de valores máximos e mínimos permitidos para o controle dos dados de vento medidos pela rede meteorológica do SIMEPAR.....	32
Tabela 3.5 – Coeficientes para cálculo de τ_3 e τ_4 da distribuição Lognormal.....	41
Tabela 3.6 – Procedimento para simulação do algoritmo de momentos-L regionais.....	50
Tabela 4.1 – Médias e máximos das rajadas máximas anuais em estações localizadas em regiões geográficas distintas.....	52
Tabela 4.2 – Atributos das velocidades máximas anuais em Cerro Azul.....	54
Tabela 4.3 – Atributos das velocidades máximas diárias em Cerro Azul.....	54
Tabela 4.4 – Atributos das velocidades máximas anuais em Guarapuava.....	56
Tabela 4.5 – Atributos das velocidades máximas diárias em Guarapuava.....	56
Tabela 4.6 – Atributos das velocidades máximas anuais em Londrina.....	61
Tabela 4.7 – Atributos das velocidades máximas diárias em Londrina.....	61
Tabela 4.8 – Atributos das velocidades máximas anuais em Cascavel.....	64
Tabela 4.9 – Atributos das velocidades máximas diárias em Cascavel.....	64
Tabela 4.10 – Atributos das velocidades máximas anuais em Santa Helena.....	68
Tabela 5.1 – Resultados dos carregamentos.....	78

Tabela 5.2 – Estações integrantes de cada região da análise de componentes principais.....	81
Tabela 5.3 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Curitiba, Lapa e Ponta Grossa (CP-1).....	83
Tabela 5.4 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Foz do Areia, Pato Branco e União da Vitória (CP-1).....	83
Tabela 5.5 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Campo Mourão, Guarapuava, Nova Prata do Iguaçu e Palmital (CP-1).....	84
Tabela 5.6 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Guaíra e Palotina (CP-2).....	85
Tabela 5.7 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Foz do Iguaçu, Santa Helena e São Miguel do Iguaçu (CP-2).....	86
Tabela 5.8 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Cambará, Cândido de Abreu e Telêmaco Borba (CP-3).....	87
Tabela 5.9 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Londrina, Paranavaí e Umuarama (CP-3).....	87
Tabela 5.10 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Cascavel e Toledo (CP-4).....	88
Tabela 5.11 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Antonina, Cerro Azul e Guaratuba (CP-5).....	89
Tabela 5.12 – Resultados do teste de discordância.....	91
Tabela 5.13 – Resultados das medidas de heterogeneidade.....	94
Tabela 6.1 – Resultados para cada região das estatísticas de aderência obtidas no teste com as distribuições: logística generalizada, GEV, normal generalizada, Pearson tipo III e Pareto generalizada.....	96
Tabela 6.2 – Distribuição selecionada para a análise de frequência regional.....	96
Tabela 6.3 – Parâmetros das distribuições de Wakeby regionais.....	98
Tabela 6.4 – Estimativa dos quantis regionais.....	98
Tabela 6.5 – Quantis da região CP-1 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada.....	99
Tabela 6.6 – Quantis da região CP-2 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada.....	100
Tabela 6.7 – Quantis da região CP-3 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada.....	100

Tabela 6.8 – Quantis da região CP-4 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada.....	101
Tabela 6.9 – Quantis da região CP-5 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada.....	101
Tabela A.1 – Alterações no ambiente causadas pela atuação de um sistema frontal (KNEIB, 2004).	115
Tabela A.2 – Número de ciclogêneses na região 90oW a 30oW – 15oS a 50oS (GAN, 1992).....	119

Lista de Figuras

Figura 2.1 – Estrutura em corte (desenho maior) e em planta (no canto inferior esquerdo) de uma linha de instabilidade (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004).....	8
Figura 2.2 – Estimativa de dias por ano com parâmetros favoráveis à ocorrência de tempo severo, utilizando dados de 1997 a 1999, adaptado de Brooks et al. (2003).....	10
Figura 2.3 – Diferenças entre a amostragem MIS e POT (adaptado de AN e PANDEY, 2005).....	12
Figura 2.4 – Proposta de atualização do mapa de ventos máximos da Alemanha, adaptado de Kasperski (2002).....	13
Figura 2.5 – Regiões homogêneas do ponto de vista de precipitação (SANSIGOLO e NERY, 1998).	16
Figura 3.1 – Relevo do Estado do Paraná.....	22
Figura 3.2 – Localização das estações meteorológicas operadas pelo SIMEPAR.....	24
Figura 3.3 – Localização do radar meteorológico do SIMEPAR e seus respectivos raios de cobertura... 25	
Figura 3.4 – Localização das estações meteorológicas do SIMEPAR selecionadas para o diagnóstico da ameaça de vento.....	26
Figura 3.5 – Amostragem das variáveis denominadas de velocidades do vento e rajada no Banco de Dados do SIMEPAR.....	28
Figura 3.6 – Estação meteorológica de Antonina, com destaque para a localização do anemômetro...29	
Figura 3.7 – Estação meteorológica de Cascavel.....	29
Figura 3.8 – Exemplo de rajadas de vento causadas por um sistema meteorológico de pequena escala cuja atuação gerou um pico de rajada classificado como “aviso” pelos testes de variação e espacial..34	
Figura 3.9 – Campo de refletividade na região da estação meteorológica de Cambará no dia 18/11/2005 às 14h40.....	35
Figura 3.10 – Ciclo de pressões na estação meteorológica de Cambará (SIMEPAR) no dia 18/11/2005. 35	
Figura 4.1 – Estações meteorológicas selecionadas para a estatística descritiva.....	51
Figura 4.2 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Cerro Azul.....	53
Figura 4.3 – Composição das rajadas máximas anuais em Cerro Azul.....	55

Figura 4.4 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Cerro Azul.....	55
Figura 4.5 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Guarapuava.....	57
Figura 4.6 – Composição das rajadas máximas anuais em Guarapuava.....	58
Figura 4.7 – Composição dos casos de rajadas máximas anuais em que os picos são precedidos e sucedidos por elevadas velocidades de rajada.....	58
Figura 4.8 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Guarapuava.....	59
Figura 4.9 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Londrina.....	60
Figura 4.10 – Composição das rajadas máximas anuais em Londrina.....	61
Figura 4.11 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Londrina.....	62
Figura 4.12 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Cascavel.....	63
Figura 4.13 – Composição das rajadas máximas anuais em Cascavel.....	65
Figura 4.14 – Detalhamento das composições de rajadas máximas anuais com comportamento distinto às demais em Cascavel.....	65
Figura 4.15 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Cascavel.....	66
Figura 4.16 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Santa Helena.....	67
Figura 4.17 – Composição das rajadas máximas anuais em Santa Helena.....	68
Figura 4.18 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Santa Helena.....	69
Figura 4.19 – Função distribuição de probabilidade de Gumbel ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena.....	70
Figura 4.20 – Função distribuição acumulada de Gumbel ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena.....	71
Figura 4.21 – Função distribuição de probabilidade GEV ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena.....	72
Figura 4.22 – Função distribuição acumulada GEV ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena.....	72
Figura 4.23 – Função distribuição de probabilidade Wakeby ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena.....	73
Figura 4.24 – Função distribuição acumulada Wakeby ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena.....	74
Figura 5.1 – Carregamento dos dados de entrada para análise dos componentes principais no Matlab®	

.....	76
Figura 5.2 – Processamento dos componentes principais com o auxílio do Matlab®.....	76
Figura 5.3 – Forma de visualização dos resultados no Matlab®.....	77
Figura 5.4 – Porcentagem da variância explicada em função do número de componentes principais..	77
Figura 5.5 – Regiões paranaenses cujos padrões de rajadas foram indicados como semelhantes, de acordo com a análise de componentes principais.....	79
Figura 5.6 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-1	79
Figura 5.7 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-2	80
Figura 5.8 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-3.....	80
Figura 5.9 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-4	80
Figura 5.10 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-5	81
Figura 5.11 – Dados de entrada para a rotina dos testes de homogeneidade regional (xtest).....	90
Figura 5.12 – Resultados da seleção do teste de homogeneidade regional.....	90
Figura 5.13 – Medida gráfica de discordância entre as estações (L-skewness vs. L-CV).....	92
Figura 5.14 – Medida gráfica de discordância entre as estações (L-skewness vs. L-kurtosis).....	92
Figura 5.15 – Medida gráfica de discordância entre as regiões (L-skewness vs. L-CV).....	93
Figura 5.16 – Medida gráfica de discordância entre as regiões (L-skewness vs. L-kurtosis).....	93
Figura 6.1 – Resultados da seleção da distribuição.....	95
Figura 6.2 – Dados de entrada para a estimativa da distribuição de Wakeby regional.....	97
Figura 6.3 – Resultados da estimativa da distribuição regional com o uso do xfit.....	97
Figura 6.4 – Espacialização do quantil regional 0,98, correspondente a ventos máximos diários com tempo de recorrência de 50 anos.....	102
Figura A.1 – Imagens de satélite GOES-8 da LI atuante no Estado do Paraná nas datas: 08/09/1999 às (a) 0000 UTC, (b) 0300 UTC, (c) 0900 UTC e (d) 1200 UTC.....	112
Figura A.2 – (Continuação) Imagens de satélite GOES-8 da linha de instabilidade atuante no Estado do Paraná nas datas: 08/09/1999 às (f) 1800 UTC, (g) 2100 UTC, e 09/09/1999 às (h) 0000 UTC, (i) 0300 UTC, (j) 0900 UTC.....	113
Figura A.3 – Esquema de um sistema frontal (CAMARGO et al., 2006).....	114
Figura A.4 – Esquema transversal de um sistema frontal.....	115

Figura A.5 – Imagem de satélite de um sistema frontal atuante na região Sul do Brasil.....	116
Figura A.6 – Esquema típico das estruturas de diferentes sistemas frontais sobre o território brasileiro, OLIVEIRA (1986).....	116
Figura A.7 – Configuração inicial: frentes quente e fria em geral estacionárias (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004).....	117
Figura A.8 – Formação da onda como um distúrbio em um nível mais alto (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004).....	117
Figura A.9 – Intensificação da onda (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004).....	118
Figura A.10 – Sistema maduro de baixa pressão (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)...	118
Figura A.11 – Dissipação gradual do sistema (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004).....	118
Figura A.12 – Espacialização do número de ocorrências de ciclogêneses na região 90oW a 30oW – 15oS a 50oS (Gan, 1992).....	120
Figura A.13 – Frequência percentual de ciclones tropicais (GRAY, 1975 apud ASNANI 1993).....	121
Figura A.14 – Trajetórias dos CCMs em latitudes médias da América do Sul (VELASCO e FRITSCH, 1987).....	123
Figura A.15 – Estimativa de dias por ano com parâmetros favoráveis à ocorrência de tempo severo, utilizando dados de 1997 a 1999, adaptado de Brooks et al. (2003).....	124
Figura A.16 – Representação esquemática de uma estrutura dinâmica comumente observada na América do Sul nos períodos de maior atividade convectiva. Nesta ilustração (JS) representa os jatos sub-tropicais (NASCIMENTO, 2005).....	125
Figura A.17 – Estágios do ciclo de vida de uma célula de tempestade severa (DAVIS, 2006).....	126
Figura A.18 – Tempestade severa no estágio Cumulus (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004).....	127
Figura A.19 – Tempestade severa no estágio Maduro (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004).	128
Figura A.20 – Perfil horizontal teórico do vento próximo ao solo, onde o eixo x representa a distância ao centro dos movimentos descendentes e o eixo y a velocidade horizontal em m.s-1 (ASNANI, 1993)	128
Figura A.21 – Tempestade severa no estágio Dissipação (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004).....	130

Lista de Siglas

CCM – Complexos convectivos de mesoescala
CEDEC-PR – Coordenadoria Estadual de Defesa Civil do Estado do Paraná
EUA – Estados Unidos da América
GEV – Distribuição generalizada de valores extremos
GOES – Geostationary Operational Environmental Satellites
GPD – Distribuição generalizada de Pareto
IAPAR – Instituto Agrônômico do Paraná
IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDHM – Índice de Desenvolvimento Humano Municipal
JBN – Jato de baixo níveis
LI – Linhas de instabilidade
LD – Linha de instabilidade desorganizada
MG – Método modificado de Gumbel ou *modified Gumbel*
MIS – Modified Independent Storms
NBR – Norma Brasileira
NCAR – National Center for Atmospheric Research
NCEP – United States National Centers for Environmental Prediction
POT – Peaks-over-threshold
PR – Paraná
SC – Santa Catarina
SG – Método padrão de Gumbel ou *standard Gumbel*
TR – Tempo de recorrência
UR – Umidade relativa
UTC – Universal Time Coordinate
ZCIT – Zona de Convergência Intertropical

RESUMO

Os vendavais estão entre os desastres naturais mais devastadores em habitats humanos. Para estimar a magnitude e frequência dos vendavais no Paraná foram analisados dados de rajadas provenientes de 26 estações meteorológicas. Essa análise integrou dois procedimentos, um para a identificação de regiões homogêneas e outro para análise de frequência regional, uma vez que as séries disponíveis são muito curtas para a aplicação dos métodos convencionais. Na identificação de regiões homogêneas utilizou-se o método dos componentes principais, que diagnosticou cinco regiões: Litoral, Centro, Meio-Oeste, Oeste e Norte do Paraná como tendo padrões de ventos extremos semelhantes. Esses resultados produziram coerência geográfica, pois as estações agrupadas são vizinhas entre si e estão instaladas em locais com o mesmo tipo de relevo e características semelhantes de continentalidade (distância do oceano Atlântico). A distribuição mais adequada para a análise de frequência regional foi a de Wakeby, conforme resultados de testes estatísticos descritos em Hosking e Wallis (1997). Os quantis regionais estimados a partir do ajuste desta distribuição exibiram elevada coerência com as diferenças espaciais diagnosticadas na estatística descritiva, sendo que esta coerência foi significativamente maior nos quantis regionais a que nos quantis não regionais. Para uma mesma probabilidade de ocorrência, quantil 0,98 ou tempo de recorrência de 50 anos, a região composta pelas estações de Cascavel e Toledo apresentou os ventos mais severos do Paraná, com velocidades de 41,9 e 44,8 ms^{-1} , respectivamente. As demais regiões estão sujeitas a ventos de 35,3 a 39,7 ms^{-1} no Oeste, 28,8 a 38,2 ms^{-1} na região Central, 26,4 a 36,6 ms^{-1} na região Norte e 21,4 a 30,6 ms^{-1} no Litoral. Sendo que o Litoral apresentou as menores intensidades dos vendavais em virtude do efeito da macro-rugosidade produzida pela Serra do Mar. Os resultados desse trabalho são inovadores no sentido que se estimaram as probabilidades de ocorrências de ventos extremos a partir de séries de observações muito curtas, embora fossem de boa qualidade e com elevada resolução temporal. Os procedimentos de análise de frequência regional foram aplicados para a determinação de regiões homogêneas em relação à variável de interesse, seguidos da aplicação do método de Hosking e Wallis (1997) para a estimativa do tipo de distribuição de probabilidades e de seus parâmetros para os ventos de uma mesma região homogênea.

ABSTRACT

Extreme winds are among the most devastating natural disasters in human habitats. Gusts data from 26 meteorological stations at Paraná State (Brazil) were analyzed to estimate their magnitude and frequency. This analysis was conducted by two procedures, homogeneous regions identification and regional frequency analysis, since the available dataset were too short to apply conventional methods. In the homogeneous regions identification the principal components analysis was used. With this method similar data patterns were identified in five regions in the Paraná: Coast, Central, Mid-West, West and North. This results were geographical consistent, because the stations are at contiguous sites and located at regions with similar characteristics of relief and coast distance (Atlantic Ocean). The Wakeby distribution was selected as the most adequate for the regional frequency analysis, according to the statistical tests described by Hosking and Wallis (1997). The regional quantiles estimated by the adjusted distribution were coherent with the spatial differences verified in the descriptive statistic, with greater coherency in the regional quantiles than the non-regional quantiles. For a given return period of 50 years (quantile 0,98), the region composed by Cascavel and Toledo stations showed the most severe winds, with 41,9 and 44,8 ms^{-1} , respectively. In the West region the strong winds vary from 35,3 to 39,7 ms^{-1} , in the Central from 28,8 to 38,2 ms^{-1} , in the North region from 26,4 to 36,6 ms^{-1} and in the Coast region from 21,4 to 30,6 ms^{-1} . The Coast region showed the slowest wind velocities due to the roughness generated by the Serra do Mar. The results of this study are innovator since the wind probabilities and return periods were estimated using a short dataset, however with good quality and high temporal resolution. The regional frequency analysis procedures were conducted for homogeneous regions determination, followed by the Hosking and Wallis (1997) method to estimate the type and parameters of the probability distribution adjusted for the winds of a given homogeneous region.

1 Introdução

Deslocamentos violentos de massas de ar são um dos eventos naturais mais devastadores em habitats humanos. Segundo dados da Coordenadoria Estadual de Defesa Civil do Estado do Paraná (CEDEC-PR), apenas no ano de 2004 os vendavais danificaram 4000 residências, deixando 2500 pessoas desalojadas (média de 6,8 pessoas desalojadas por dia). De 1980 a meados de 2004, os desastres naturais de causa eólica foram os mais comuns no Paraná, representando 37% de todos os registros. Como exemplo destes eventos pode-se citar os desastres ocorridos em:

- maio de 1992 os vendavais foram registrados em 46 municípios, deixando 17 mortos, 270 feridos e desabrigando mais de 13.000 pessoas;
- 12 de maio de 2004, em que 1833 residências foram danificadas, desalojando 821 pessoas na região Oeste do Estado; e de
- 21 de abril de 2005, quando 1153 residências foram danificadas, desalojando 1080 pessoas na região metropolitana de Curitiba.

A origem desta movimentação de ar, chamada de ventos, se dá pela ação de 3 forças: gradientes de pressão, força de Coriolis e força de atrito com a superfície terrestre. Os gradientes de pressão são gerados pelo aquecimento desigual do ar atmosférico, causando diferenças de densidade e por consequência de pressão. Sabe-se da mecânica dos fluidos que a diferença de pressão é um fator gerador de movimento, neste caso de vento. A força de Coriolis, decorrente da rotação da Terra, influencia a direção dos ventos, defletindo-os para a direita no hemisfério norte e para a esquerda no hemisfério sul. A força de atrito com a superfície terrestre define regiões de divergência de ventos, quando a superfície se eleva a grandes altitudes, e regiões de convergência, em baixas altitudes. Outra significativa influência da rugosidade é o oferecimento de barreiras para o escoamento do vento (cordilheiras e grandes cadeias de montanhas).

Altas velocidades de vento ameaçam a integridade de estruturas como linhas aéreas de transmissão de energia, telhados de edificações, pontes, turbinas eólicas, antenas difusoras, entre outras. O correto dimensionamento destas estruturas depende da estimativa de frequência e magnitude de ventos extremos, de tal forma a garantir a segurança e a evitar o superdimensionamento.

Devido aos danos aos habitats humanos e à infra-estrutura causados por vendavais,

análises de extremos de vento formam uma parcela essencial do processo de integração entre programas governamentais contra desastres naturais e objetivos gerais de desenvolvimento.

No Estado do Paraná há três tipos de dados: (a) medidos com sensores convencionais, (b) medidos com sensores automáticos e (c) medidos com radar meteorológico. O primeiro tipo de dados apresenta séries longas (por exemplo, 48 anos em Ponta Grossa) registradas pelo IAPAR, porém de difícil processamento devido ao grande volume de dados analógicos, no caso de anemógrafos instalados em 14 estações meteorológicas no Paraná (WAGNER *et al.*, 1989), ou com medições armazenadas em forma digital, porém com apenas três leituras diárias nos horários sinóticos. O segundo tipo de dados apresenta séries curtas (da ordem de 8 anos), porém com dados de resolução horária. Já o terceiro tipo de dado apresenta séries curtas (da ordem de 8 anos) de resolução espacial muito boa (de 500 m a 1 km), porém de alta incerteza em termos quantitativos. Desta forma, o primeiro desafio ao se analisar a severidade dos ventos é selecionar um dos três tipos de dados ou associar o uso destas opções.

Outro grande desafio é o de selecionar a técnica estatística mais adequada à análise de extremos de vento. Tradicionalmente, utiliza-se o método padrão de Gumbel para esta análise, (PALUTIKOF *et al.*, 1999). Entretanto, este método exige séries longas e de boa resolução temporal de dados. Assim, autores como Peterka (1992), Boccione *et al.* (1993), Dukes e Palutikof (1995), Harris (1999), An e Pandey (2005), entre vários outros, que não possuíam longas séries de dados, utilizaram métodos alternativos de análise de extremos, como técnicas de *modified independent storms*, *peaks-over-threshold* e utilização da distribuição generalizada de pareto, para a análise de severidade de vento. Assim, cabe ao pesquisador selecionar, dentre as numerosas estratégias de trabalho com séries curtas de dados, a que melhor se adequa à sua realidade.

O objetivo deste estudo foi diagnosticar a magnitude e a frequência de ventos extremos no Estado do Paraná. Para atingir este objetivo aplicou-se critérios de consistência para a produção de uma base de dados de vendavais, selecionou-se o método de análise de extremos mais adequado para avaliar a severidade e a frequência dos ventos e produziu-se mapas temáticos que apresentam os resultados da análise de extremos.

As principais aplicações que justificam o interesse na análise de ventos extremos são: (1) para subsidiar o planejamento e implementação de medidas de prevenção e preparação, por parte da defesa civil, (2) para detalhar os critérios de severidade de vento que devem ser usados para garantir a segurança das edificações e das torres de distribuição de energia em complemento aos requisitos impostos pelas normas técnicas brasileiras e (3) tornar mais

eficaz a interpretação dos alertas meteorológicos.

A análise de extremos de vento subsidia uma série de ações e estudos focados na interação entre o vento e o meio em que ele atua. Neste capítulo são apresentadas aplicações dos resultados produzidos por análises de extremos de vento nas atividades de defesa civil, construção civil, transmissão e distribuição de energia elétrica e estudos de circulação de lagos e estuários.

No contexto de atuação da defesa civil, a análise de extremos é a atividade inicial de preparação e planejamento, visando a mitigação de desastres de origem eólica. Seus resultados mapeiam as regiões mais propensas à ocorrência de ventos severos possibilitando o planejamento e a concentração de esforços em regiões mais sensíveis a este tipo de fenômeno.

Além disso, a análise de extremos de vendavais subsidia a avaliação de danos por desastres naturais ao disponibilizar meios para que a defesa civil identifique a raridade de um determinado evento severo.

No campo da construção civil, a quantificação da magnitude e frequência de ventos severos pode dar suporte a cálculos estruturais, que aliados ao desenvolvimento contínuo dos métodos de construção civil, podem resultar em um aumento significativo na segurança de edificações.

Na manutenção de edificações já existentes em locais diagnosticados como de freqüente incidência de ventos severos, a análise de extremos indicaria a necessidade de substituição ou reforço das estruturas.

A incidência de ventos severos sobre linhas aéreas de transmissão de energia elétrica, apesar de causar danos locais, pode resultar em falhas no atendimento a uma cidade por completo. Por essa razão, projetos de linhas de transmissão são um balanço entre o custo inicial estrutural ou o custo adicional de reforço da estrutura, de um lado, e os custos de interrupção no fornecimento de energia e de substituição das torres que sustentam as linhas de transmissão (OLIVER *et al.*, 2000).

Para subsidiar as autoridades e os órgãos de transmissão de energia no desenvolvimento de estratégias racionais de avaliação de riscos e de elementos de projetos, uma análise de extremos de vento deve ser desenvolvida para a região por onde estão construídas ou se planeja construir linhas aéreas de transmissão de energia elétrica.

Em estudos de circulação em lagos e estuários o vento desempenha um importante papel ao desencadear uma série de processos de circulação e de variações nos níveis de água, resultantes da ação do vento sobre a superfície livre.

Guetter *et al.* (2005b) estimou o impacto no cálculo do balanço hídrico do reservatório de Itaipu devido ao efeito do vento. Neste estudo foram identificadas situações de ventos severos que causam empilhamento dos níveis de água do reservatório, provocando variações de até 13,2 cm nos níveis próximos à barragem e incertezas da ordem de até 20% nas estimativas de afluência.

Castelão e Möller Jr. (2003) simularam a circulação tridimensional forçada por ventos na Lagoa dos Patos. Seus resultados mostraram que ventos de 4 m s^{-1} geram um desnível entre as extremidades da lagoa de até 8 cm.

Uma vez que a ação do vento representa, após as afluências e defluências para reservatórios, além da maré para estuários, a forçante de maior importância na modelagem hidrodinâmica, uma correta avaliação de sua magnitude e frequência é elemento-chave na obtenção de resultados condizentes com a realidade.

Essa dissertação está organizada em cinco capítulos além da introdução e das conclusões. O capítulo 2 apresenta a revisão bibliográfica enfatizando os temas dos sistemas meteorológicos que dão origem aos vendavais, os conceitos de distribuição de probabilidades de eventos extremos com destaque aos momentos-L, a identificação de regiões homogêneas, e a análise de frequência regional. O capítulo 3 descreve os materiais e métodos, sendo que dentre os materiais se destaca a apresentação das características da área de estudo e dos dados disponíveis; dentre os métodos se descrevem os métodos de distribuição de extremos, a análise dos componentes principais para a determinação de regiões homogêneas, e a análise de frequência regional. Os dados são descritos no capítulo 4 através da análise estatística para cinco estações em locais com diferentes características de relevo e continentalidade (distância em relação ao Oceano Atlântico), e a aplicação de três distribuições de extremos aos casos selecionados. O capítulo 5 apresenta os resultados da análise multivariada, através dos resultados do método dos componentes principais e dos testes de homogeneidade regional. A Seção 6 descreve os resultados da aplicação dos vários procedimentos de Hosking e Wallis (1997) para a análise de frequência regional dos ventos extremos no Paraná. Na sequência do capítulo 6 são apresentadas as conclusões, referências e os apêndices com a análise dos sistemas meteorológicos associados aos vendavais, e os programas Fortran das análises de frequência regional.

2 Revisão Bibliográfica

A revisão bibliográfica foi organizada em quatro seções, detalhando os temas seguintes:

- Análise de extremos;
- Identificação de regiões homogêneas;
- Análise de frequência regional;
- Aplicações das análises de ventos extremos em engenharia.

2.1 Análise de Extremos

A severidade de um vendaval é expressa em termos de sua magnitude associada à probabilidade, ou risco de ocorrência caracterizado em função do conceito de tempo de retorno.

O risco de vendavais tem sido abordado em várias referências internacionais recentes, por exemplo Deaves e Bradbury (1995), Żurański e Jaśpińska (1996), Manasseh e Middleton (1999), Goliger e Retief (2002), Kasperski (2002) e Dotzek *et al.* (2003). Estes estudos adotaram diferentes distribuições de probabilidade e métodos de ajuste aos pontos amostrais. Todavia, alguns deles dispunham de séries suficientemente longas para que as análises de ventos extremos fosse conduzida para cada estação individualmente, enquanto outros abordavam os tratamentos com séries curtas. Neste estudo também são revisados os procedimentos estatísticos utilizados para séries relativamente longas, ainda que o foco específico deste trabalho seja na análise de risco para séries de ventos muito curtas.

2.1.1 Sistemas Meteorológicos

Os vendavais podem se originar de sistemas meteorológicos com características distintas, sendo os principais os sistemas convectivos de mesoescala e os sistemas de grande escala (frontais e linhas de instabilidade). Os complexos convectivos de mesoescala produzem ventos fortes com curta duração atuantes sobre regiões com escalas inferiores a 10 km. Os sistemas de grande escala produzem ventos fortes sobre regiões com escalas maiores que 50 km, onde as características de relevo e vegetação local acentuam a intensidade dos ventos.

Sistemas meteorológicos podem ser classificados de acordo com o seu comprimento característico horizontal e sua escala de tempo característica, da seguinte forma:

- De escala planetária: sistemas com escala de comprimento horizontal de aproximadamente 5000 km e escala de tempo maior que 5 dias;
- De escala sinótica: sistemas com escala de comprimento horizontal de aproximadamente 1000 km e escala de tempo em torno de 1 dia;
- De mesoescala: sistemas com escala de comprimento horizontal de aproximadamente 100 km e escala de tempo em torno de 5 horas;
- De microescala: sistemas com escala de comprimento horizontal de aproximadamente 1 km e escala de tempo menores que 10 minutos.

Uma forma de estimar as velocidades do ventos produzidas pelos diversos sistemas meteorológicos é utilizando-se a escala de Beaufort. A idéia desta escala foi inicialmente proposta em 1805, pelo contra almirante britânico Francis Beaufort, para associar a agitação das águas do mar reportadas pelos navegantes às velocidades do vento. Posteriormente a escala de Beaufort foi aprimorada por diversos autores e adaptadas para as condições terrestres. A Tabela 2.1 apresenta a escala de Beaufort segundo a Organização Meteorológica Mundial.

Tabela 2.1 – Escala de vento de Beaufort (OMM, 1995)

Nº de Beaufort	Designação	Velocidade do vento (m.s ⁻¹)	Aspecto do mar	Influências em terra
0	Calmaria	0 – 0,2	Espelho d'água.	Fumaça sobre na vertical.
1	Aragem	0,3 – 1,5	Pequenas rugas com aparência de escamas.	A direção do vento é mostrada pela fumaça.
2	Brisa leve	1,6 – 3,3	Ondulações leves com cristas, mas sem arrebentação.	Sensação de brisa na face, sussurro de vento.
3	Brisa fraca	3,4 – 5,4	Ondulações pronunciadas, começo da arrebentação.	Folhas e pequenos galhos em movimento constante.
4	Brisa moderada	5,5 – 7,9	Pequenas ondas que tornam-se mais compridas.	Levantamento de poeira e perda de folhas de papel.
5	Brisa fresca	8,0 – 10,7	Ondas moderadas são formadas.	Pequenas árvores oscilam, ondas com cristas se formam em águas interiores.

Nº de Beaufort	Designação	Velocidade do vento (m.s ⁻¹)	Aspecto do mar	Influências em terra
6	Brisa forte	10,8 – 13,8	Grandes ondas começam a se formar.	Grandes galhos se movimentam e guarda-chuvas são usados com dificuldade.
7	Ventania fraca	13,9 – 17,1	O nível do mar começa a oscilar e a espuma produzida pela arrebentação das ondas é levada pelo vento.	Movimentação dos caules e dos galhos das árvores.
8	Ventania	17,2 – 20,7	Ondas moderadamente altas e de grande comprimento, com o limite de suas cristas começando a arrebentar.	Quebra de galhos de árvores. Geralmente impede o progresso de humanos.
9	Ventania forte	20,8 – 24,4	Ondas altas tombam e rolam produzindo espuma suficiente para dificultar a visibilidade.	São causados suaves danos estruturais (coberturas de chaminés são removidas).
10	Tempestade	24,5 – 28,4	Ondas muito altas e superfície toda mar toda branca.	Árvores são desenraizadas e danos estruturais consideráveis são produzidos.
11	Tempestade severa	28,5 – 32,6	Ondas excepcionalmente altas (pequenos e médios navios são ocultos pela altura das ondas). Visibilidade afetada.	Danos estruturais por toda parte.
12	Furacão	Acima de 32,7	O ar é tomado por espuma e névoa. A superfície do mar torna-se completamente branca.	-

A sucessão incessante de sistemas meteorológicos de escala sinótica, como linhas de instabilidade, frentes, ciclones e anti-ciclones, é diretamente responsável pelas variações do tempo (MORAN e MORGAN, 1989). Neste sub-capítulo estão descritas as principais características dos sistemas meteorológicos de escala sinótica capazes de gerar ventos extremos.

Uma linha de instabilidade (LI) tropical é a porção dianteira de um distúrbio propagante em mesoescala associada, em geral, à alguns sistemas de baixa pressão em escala sinótica. Sua extensão pode ser de várias centenas de quilômetros, nos quais verifica-se basicamente nuvens cumulonimbus e, em sua retaguarda, uma nuvem do tipo bigorna que, em geral, possui bastante precipitação, conforme ilustrado na Figura 2.1. Sua largura corresponde ao tamanho de uma tempestade severa (ASNANI, 1993 e GAMACHE e HOUZE, 1982).

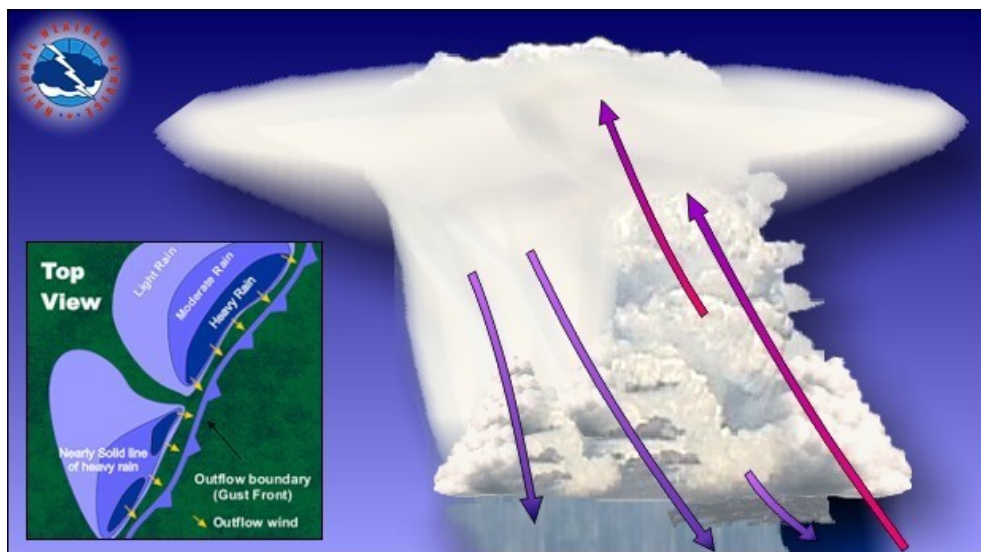


Figura 2.1 – Estrutura em corte (desenho maior) e em planta (no canto inferior esquerdo) de uma linha de instabilidade (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)

Vários estudos observacionais sobre o desenvolvimento de LIs foram realizados nas regiões Sul e Sudeste do Brasil (CAVALCANTI *et al.*, 1982; ABDOULEV e LENSKAIA, 1996; ABDOULEV e STAROSTIN, 1994). CAVALCANTI *et al.* (1982), pesquisaram a formação de LIs associadas a uma frente fria, e mostraram o favorecimento do desenvolvimento e organização de nuvens cumulonimbus por meio do forte movimento ascendente e advecção de vorticidade ciclônica nas regiões Sul e Sudeste brasileiras.

As variações dos elementos da atmosfera na superfície seguem os estágios das células individuais de tempestade severa (Cumulus, Maduro e Dissipação), apenas a severidade é intensificada pela ação conjunta das tempestades severas em uma LI (ASNANI, 1993). No apêndice A se detalha as condições atmosféricas associadas às linhas de instabilidade sobre o Paraná (KNEIB, 2004).

Um sistema frontal é uma zona estreita de transição entre massas de ar contrastantes em densidade, devido a diferenças de temperatura e umidade; nessa região ocorrem deslocamentos de ar (ventos), mudanças na pressão atmosférica de superfície e, freqüentemente, nuvens e precipitação (MORAN e MORGAN, 1989).

Os ciclones extratropicais atuantes no Oceano Atlântico Sul, próximo à costa do Paraná surgem em latitudes extremas no Oceano Pacífico Sul e atravessam a Cordilheira dos Andes ao sul de 40°S associados a sistemas frontais (por esta razão são classificados como sistemas de escala sinótica). Estes sistemas podem se intensificar no litoral do Uruguai e da Argentina, gerando ventos da ordem de 15 m.s⁻¹ que eventualmente podem atingir a costa paranaense (GAN, 1992 e TABAJARA *et al.*, 2004). As principais características dos sistemas frontais e dos ciclones são apresentadas no Apêndice A.

Sistemas convectivos de mesoescala (SCM) são conjuntos de cumulonimbus cobertos por densa camadas de cirrus associados com um conjunto de tempestades severas, que possuem regiões contíguas de precipitação (SILVA DIAS, 1987; CARVALHO e JONES, 2001 e AMS, 2006). Em geral, as escalas espaciais destes sistemas podem ser de 100 km ou mais em uma direção e seus ciclos de vida podem apresentar duração de poucas horas a até 2 ou 3 dias, (HOUZE, 1993 e CARVALHO e JONES, 2001). Em locais específicos dentro da escala do SCM podem ocorrer rajadas de vento da ordem de 36 m.s⁻¹, com curta duração.

Os complexos convectivos de mesoescala (CCM) são subconjuntos de SCMs (AMS, 2006), capazes de produzir nuvens funil, tornados, fortes ventos, chuvas bem distribuídas e cujas características físicas em latitudes médias estão apresentadas na Tabela 2.2.

Tabela 2.2 – Características dos CCMs propostas por Maddox (1980)

Variável	Característica
Tamanho	A: Nuvens com área $\geq 100000 \text{ km}^2$ e temperaturas $\leq -32^\circ\text{C}$
	B: Nuvens com área $\geq 50000 \text{ km}^2$ e temperaturas $\leq -52^\circ\text{C}$
Início	Assim que as condições A e B foram satisfeitas
Duração	As condições A e B devem ser satisfeitas por um período ≥ 6 horas
Extensão máxima	Quando as condições em A alcançarem o tamanho máximo
Forma	Excentricidade (menor eixo/menor eixo) $\geq 0,7$ no período de máxima extensão
Término	Assim que as condições A e B não forem satisfeitas

Tempestades severas são mais comumente definidas como tempestades capazes de gerar rajadas de vento com força destrutiva (acima de 26 m.s^{-1}) e/ou tornados, além de granizos grandes (com pedras de 2 cm ou mais de diâmetro ao atingirem a superfície). Embora não sendo freqüentes, as tempestades severas também não são tão raras no Sul do Brasil, (NASCIMENTO, 2005). Brooks *et al.* (2003) identificou as condições ambientais favoráveis à ocorrência de vendavais com rajadas de vento acima de 120 km h^{-1} , que estão mapeadas na Figura 2.2. Onde as áreas mais escuras do mapa são aquelas com maior probabilidade de ocorrência de tempestades severas. Note-se que a região Sul do Brasil, Paraguai e Norte da Argentina são as mais suscetíveis às tempestades severas na América do Sul.

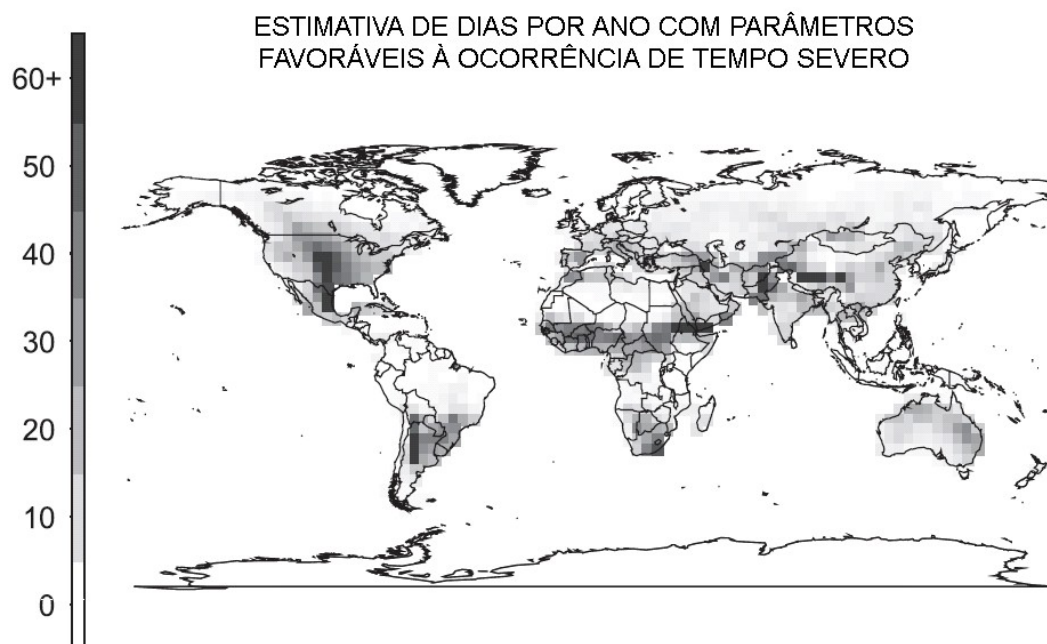


Figura 2.2 – Estimativa de dias por ano com parâmetros favoráveis à ocorrência de tempo severo, utilizando dados de 1997 a 1999, adaptado de Brooks *et al.* (2003)

Por último, o relevo ou condições orográficas contribuem para a ocorrência de vendavais. O ciclo diário de aquecimento e resfriamento do ar em regiões montanhosas produz o conhecido deslocamento de ventos ascendentes durante o dia e descendentes durante a noite. Este processo é essencialmente termodinâmico de modo que durante o dia o ar nos vales se esquentam mais rapidamente que o ar nas altitudes, subindo a montanha e durante a noite a temperatura do ar nas altitudes decresce mais rapidamente do que a temperatura do ar no vale, fazendo com que os ventos soprem em direção à decida da montanha.

É sabida a ocorrência de ventos severos (com velocidades em torno de 60 m.s^{-1}) na direção da descida da montanha em vários locais do Mundo. Entretanto, até então não há um entendimento claro das causas de ventos tão intensos, mas crê-se universalmente que o caráter de tempestade severa atribuído a estes ventos deve-se: (1) à estrutura em larga escala do campo de ventos; (2) a estabilidade do ar em larga escala e (3) da configuração da montanha (ASNANI, 1993).

2.1.2 Distribuição de Extremos

O principal método utilizado para modelar a ocorrência de vendavais por meio do ajuste de distribuições de probabilidades é a aplicação da distribuição de Gumbel, sendo que foram usadas diferentes técnicas para amostrar os ventos extremos. Os métodos selecionados nessa revisão são o dos picos acima do limite (*peaks-over-threshold*) e o das tempestades independentes (*modified independent storms*).

Palutikof *et al.* (1999) e An e Pandey (2005) apresentaram estudos comparativos de ajustes de distribuições de valores extremos, sugerindo que a escolha da distribuição e do método de ajuste dependem do tamanho da série de dados de vento. O método padrão de Gumbel (SG) expresso pela Eq. 2.1, consiste no ajuste da distribuição a uma amostra dos valores máximos anuais:

$$F(x) = \exp[-\exp(-y)] \quad (2.1)$$

onde $y = (x-\beta)\alpha^{-1}$, β é o parâmetro local e α é o parâmetro de escala;

O método de Gumbel modificado usa a amostra ponderada pelo método dos mínimos-quadrados para ajustar os parâmetros da distribuição. O método dos picos acima do limite considera uma amostra de todos os valores de velocidade do vento excedentes a um limite pré-determinado (conforme ilustrado nos pontos azuis da Figura 2.3), mesmo que vários destes valores amostrais tenham ocorrido durante um mesmo ano. Como a frequência amostral é variável, então se usa o ajuste a uma distribuição de Pareto generalizada (GPD), expressa pela Eq. 2.2:

$$f(x) = \left(\frac{1}{\sigma}\right) \left(1 + k \frac{(x-\theta)}{\sigma}\right)^{-1-\frac{1}{k}} \quad k \neq 0 \quad (2.2)$$

onde x é o quantil, θ é o parâmetro de locação, σ é o parâmetro de escala e k é o parâmetro de

forma.

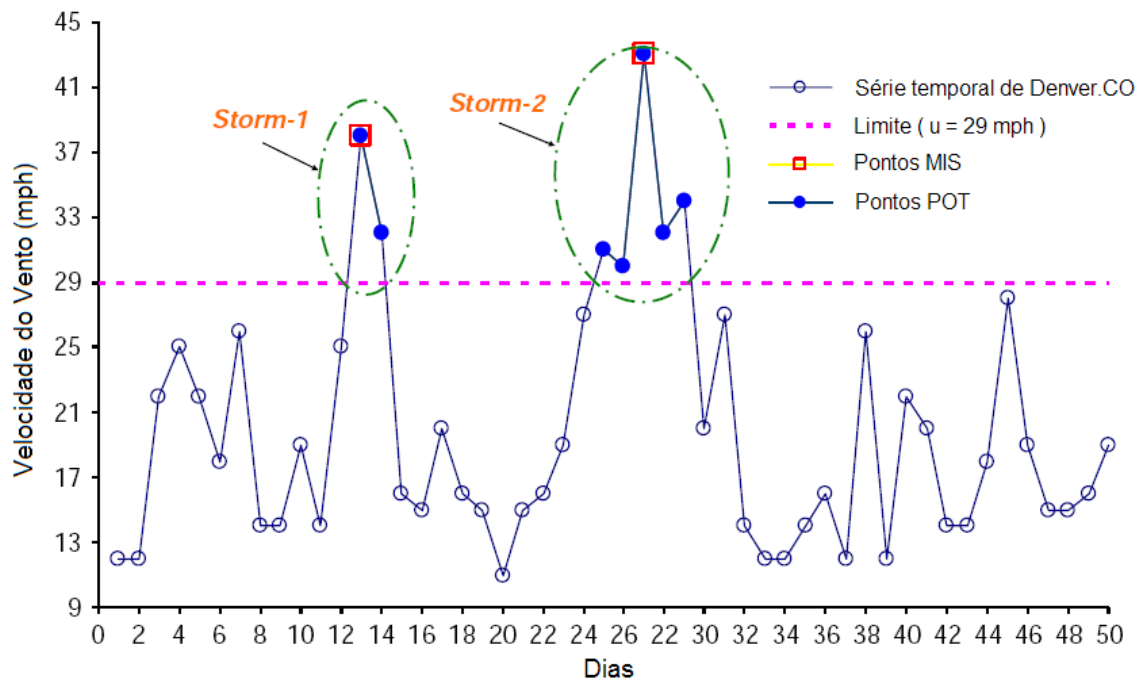


Figura 2.3 – Diferenças entre a amostragem MIS e POT (adaptado de AN e PANDEY, 2005)

O método das tempestades independentes (MIS) considera amostras de velocidade de vento, que excedam um limite pré-determinado, desde que os pontos amostrais sejam de eventos independentes. Esta amostra é usada para o ajuste da distribuição de Gumbel.

An e Pandey (2005) fizeram uma comparação dos quantis, ou riscos, resultantes da aplicação dos métodos de Gumbel padrão e modificado (SG e MG, respectivamente), do método de picos acima do limite (POT) e do método de tempestades independentes (MIS). Seus resultados demonstram que o SG tende a produzir uma estimativa com maiores intervalos de confiança. O método MIS apresenta uma tendência mais estável e baixa sensibilidade à variação do limite de velocidade de vento pré-fixado, o que se contrasta com o método POT.

Utilizando o método das tempestades independentes, Kasperski (2002) produziu uma atualização do mapa de ventos severos para a Alemanha, tendo inicialmente agrupado as regiões onde os atributos médios de vento nas estações eram similares. A Figura 2.4 ilustra a regionalização adotada e mostra a variação espacial dos ventos extremos.

Assim como Kasperski (2002) analisou os ventos para a Alemanha, Goliger e Retief (2002) regionalizaram o território sul-africano para a análise de ventos extremos. Usaram

características médias semelhantes, para regionalizar os dados de vento que deram origem aos ajustes à distribuição de extremos.

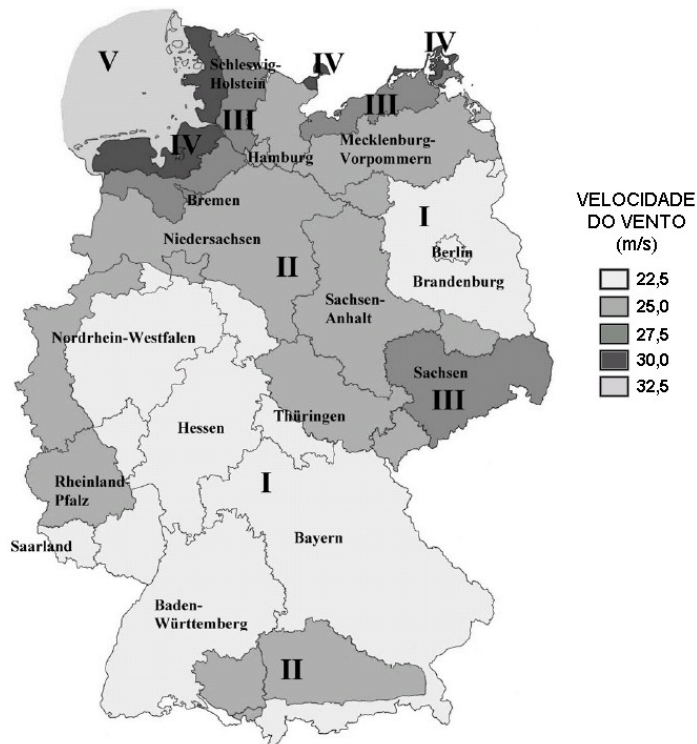


Figura 2.4 – Proposta de atualização do mapa de ventos máximos da Alemanha, adaptado de Kasperski (2002)

Sacré (2002) apresentou um estudo de caso em que comparou duas ocorrências de vendavais na França com os quantis adotados nos mapas de risco de vento. Seu objetivo era a atualização do mapa de risco de vento existente, a partir da atualização amostral de alguns pontos. Seus resultados mostraram que a extensão das amostras de algumas estações não alterou significativamente o mapa de risco para um tempo de retorno de 50 anos.

Palutikof *et al.* (1999) abordaram diretamente o problema de séries amostrais curtas. Sabe-se que quanto maior for a amostra, menores serão as incertezas na estimativa dos quantis. Para estimar com exatidão os parâmetros da distribuição GEV (descrita no subcapítulo 3.3), por meio de análises clássicas de velocidades de vento extremo, Cook (1985) sugeriu o uso de amostras com no mínimo dez anos de dados. Palutikof *et al.* (1999) concluíram que o método de picos acima do limite poderia ser aplicado para séries ainda mais curtas, com apenas cinco a seis anos.

Bocciolone *et al.* (1993 *apud* PALUTIKOF *et al.*, 1999) utilizaram técnicas de regressão para estender as séries de 6 (seis) anos de dados de vento na Itália. Primeiramente os autores calcularam os períodos de retorno dos ventos extremos em regiões vizinhas à de interesse, que possuíam longas séries de vento. Estes valores foram ajustados utilizando a relação entre os ventos extremos na região de interesse (maiores que 15 m.s^{-1}) e os ventos extremos medidos nas longas séries das regiões vizinhas. A estação preditora foi selecionada pela análise, particionada em setores de direção do vento, de coeficientes de correlação.

Grigoriu (1984) e Simiu e Scanlan (1986 *apud* PALUTIKOF *et al.*, 1999) aumentaram suas séries de dados de vento para a análise de extremos clássica utilizando a distribuição de Gumbel, ao selecionar mensalmente a maior velocidade de vento. Entretanto, Palutikof *et al.* (1999) desaconselha a utilização deste procedimento para regiões com fortes ciclos sazonais da velocidade do vento.

Alguns pesquisadores estenderam os dados de séries curtas de vento gerando séries sintéticas, baseadas nas estatísticas das distribuições ajustadas às séries reais, porém curtas, de dados. Este procedimento é baseado em um processo de Markov, em geral, um modelo de cadeia de Markov de um passo. Cheng e Chiu (1994 *apud* Palutikof, 1999) mostraram que técnicas de simulação podem ser efetivas com séries de dados de vento de 5 anos em diante. Dukes e Palutikof (1995) utilizaram séries de dados horários de 6 (seis) anos de extensão para gerar séries de até 10.000 (dez mil) anos de extensão. Os resultados obtidos por estes autores mostraram que os valores obtidos para velocidades de vento com tempos de retorno de 10 (dez) e 50 (cinquenta) anos, via técnicas convencionais e via técnicas de simulação, foram bastante similares. Os valores estimados divergiam para tempos de retorno maiores, em que as técnicas de simulação produziam estimativas mais baixas das velocidades do vento a que as técnicas convencionais.

2.2 Identificação de Regiões Homogêneas

O agrupamento de estações com características similares, a partir da identificação de regiões homogêneas, é um passo importante na análise de frequência regional. A hipótese da homogeneidade supõe que as distribuições de frequência de estações localizadas em regiões homogêneas são as mesmas, exceto por um fator de escala. Diversos autores apresentaram métodos de identificação de regiões homogêneas, caracterizados como: conveniência geográfica, particionamento subjetivo, particionamento objetivo e análise *cluster*.

No método de conveniência geográfica as regiões são delimitadas com base nas divisões administrativas (estaduais, municipais, entre outras) ou em características físicas como o relevo e proximidade do litoral. Este método é considerado arbitrário e subjetivo, de modo que as regiões resultantes raramente representam a integridade física desejada.

O método de particionamento subjetivo é muitas vezes possível, particularmente em estudos de pequena escala, para a definição de regiões a partir de características locais. Apesar da subjetividade, as regiões resultantes podem ser testadas objetivamente por medidas de heterogeneidade apresentadas num ponto mais avançado desta dissertação.

O método de particionamento objetivo forma regiões ao selecionar estações cujas características atingem um valor definido por critérios de homogeneidade/heterogeneidade. Este critério pode ser proveniente de estatísticas de máxima verossimilhança (WILTSHIRE, 1985 *apud* HOSKING e WALLIS, 1997), de variações do coeficiente de variação amostral \hat{C}_v (WILTSHIRE, 1986 *apud* HOSKING e WALLIS, 1997) ou variações nos L -CV e L -skewness amostrais (PEARSON, 1991 *apud* HOSKING e WALLIS, 1997). Após uma primeira segregação, os grupos são subdivididos em um processo iterativo até que a configuração final de regiões homogêneas seja válida diante dos critérios adotados.

No método de análise *cluster* um vetor de dados é associado a cada estação, de modo que as estações possam ser particionadas ou agregadas em grupos, de acordo com a similaridade de seus vetores de dados (HOSKING e WALLIS, 1997).

Uma vez identificadas estações meteorológicas localizadas em regiões potencialmente semelhantes, torna-se necessária a execução de testes de homogeneidade regional para diagnosticar se tais estações apresentam características que as tornem semelhantes do ponto de vista estatístico.

Diaz e Fulbright (1981) usaram um método de identificação de regiões homogêneas, chamado de decomposição singular assintótica, para analisar as relações entre variações nos padrões básicos de anomalia das temperaturas e precipitações, e a frequência correspondente de ciclones e anti-ciclones na porção continental dos Estados Unidos. Seus resultados mostraram que a distribuição espacial da temperatura pode ser representada por três regiões que juntas explicam 86% de sua respectiva variância. A distribuição espacial da precipitação apresentou menor coerência, conforme esperado. Ainda assim, cinco regiões foram capazes de explicar 67% da variância da precipitação.

Cheng (1998) aplicou um método de identificação de regiões homogêneas para regionalização de velocidades extremas de vento medidas por 72 estações na porção

continental dos Estados Unidos. Seus resultados mostraram que a abordagem regional é uma das formas mais eficientes de utilização de dados locais, uma vez que ela reduz erros em estimativas locais e possibilita a geração de informações de ventos extremos em locais não monitorados.

A análise de componentes principais é outra técnica para identificação de regiões homogêneas. Visando aperfeiçoar o planejamento da agricultura no Estado de São Paulo, Cardim (2001) utilizou esta técnica para agrupar regiões homogêneas, do ponto de vista climático, e produzir classificações climáticas mais eficientes do que classificações semelhantes às de Köppen.

Sansigolo e Nery (1998) usaram a análise de componentes principais para identificar padrões temporais e espaciais de variabilidade nas regiões Sul e Sudeste do Brasil. O método consistiu na hierarquização dos mais significativos carregamentos e scores (definidos na seção 3.4) para identificar regiões homogêneas de precipitação. Estes autores identificaram três grupos homogêneos, ilustrados na Figura 2.5.

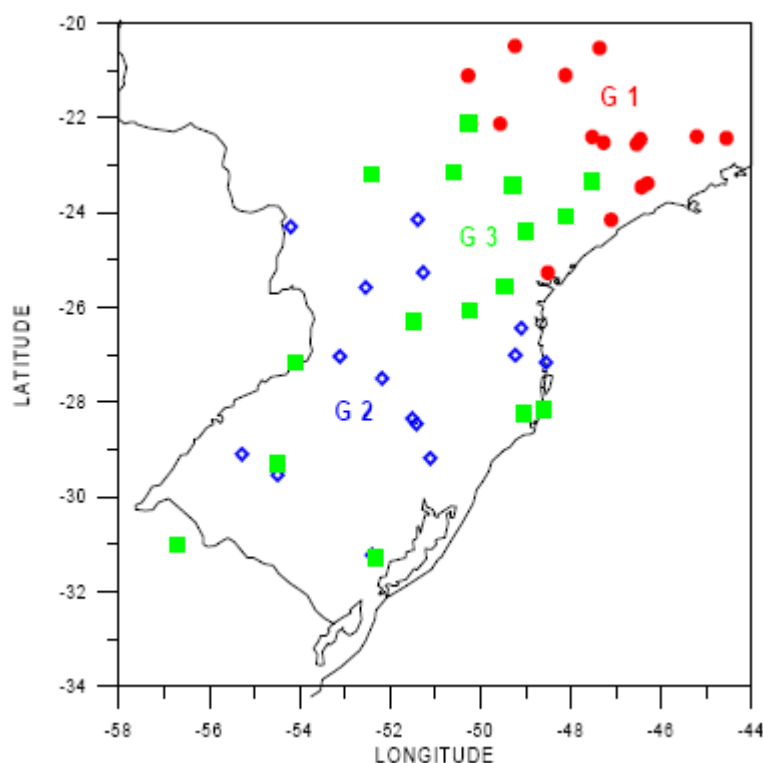


Figura 2.5 – Regiões homogêneas do ponto de vista de precipitação (SANSIGOLO e NERY, 1998)

Melo Jr. *et al.* (2006) utilizaram a análise de componentes principais para identificar regiões homogêneas em termos das frequências espaciais de precipitação no leste do Estado de Minas Gerais. Os resultados deste método identificaram 11 grupos com características homogêneas de frequência de chuvas no leste daquele Estado.

2.3 Método dos Momentos-*L*

Greenwood *et al.* (1979 *apud* HOSKING e WALLIS, 1997) propuseram o método dos momentos com pesos probabilísticos devido à dificuldade na estimativa e do desejo de obtenção de estimativas fechadas dos parâmetros da distribuição de Wakeby (descrita no sub-capítulo 3.3). A partir desta proposta, o método dos momentos ponderados de probabilidade se mostrou eficiente na estimativa de outras distribuições. Hosking (1990 *apud* HOSKING e WALLIS, 1997) identificou que certas combinações lineares dos momentos ponderados de probabilidade, as quais foram chamadas de momentos-*L*, poderiam ser interpretadas como medidas de locação, escala e forma das distribuições de probabilidade, formando a base para uma teoria compreensiva de descrição, identificação e estimativa de distribuições.

Estimadores a partir de momentos amostrais possuem algumas características indesejáveis. Os estimadores g (assimetria) e k (curtose) podem ser significativamente tendenciosos, como notado por diversos autores e investigado em detalhe por Wallis *et al.* (1974). Deveras, g e k têm limites algébricos que dependem do tamanho da amostra. Para uma amostra de tamanho n seus limites são dados pelas Eqs. 2.3:

$$|g| \leq \sqrt{n} \qquad k \leq n+3 \qquad (2.3)$$

Assim, se uma distribuição é suficientemente assimétrica, pode ser impossível para esta assimetria ser refletida em uma amostra de tamanho fixo. Desta forma, inferências baseadas em momentos amostrais de distribuições simétricas tendem a não representar a realidade. Uma configuração mais satisfatória das medidas da forma da distribuição é obtida a partir dos momentos-*L* (HOSKING e WALLIS, 1997).

2.4 Análise de Frequência Regional

Análises de frequência regional se constitui em um método estabelecido em hidrologia por muitos anos. Um exemplo é o procedimento *index-flood* proposto por Dalrymple (1960 *apud* HOSKING e WALLIS, 1997) e aperfeiçoado por Fill e Stedinger (1998). Diversos métodos recomendados por organizações hidrológicas têm um componente regional.

O boletim (*Bulletin*) 17 do *U.S. Water Resources Council* (1976, 1977, 1981 *apud* HOSKING e WALLIS, 1997) ajusta uma distribuição log-Pearson tipo III às vazões máximas anuais em uma única estação, ou seja, supõe-se que a distribuição do $\log Q$ é Pearson tipo III. A assimetria da distribuição de $\log Q$ é estimada pela combinação de uma estimativa baseada em dados com um valor interpolado de um mapa. O método usa informações regionais visto que os valores mapeados são provenientes de estatísticas de diversas estações.

O método recomendado pelo relatório de estudos sobre cheias no Reino Unido (*U.K. Flood Studies Report*) produzido pelo *Natural Environment Research Council* (1975 *apud* HOSKING e WALLIS, 1997) tem um forte componente regional. Este método divide as ilhas britânicas em onze regiões com limites que coincidentes com as maiores bacias. Então, supõe-se que a distribuição de frequência da vazão máxima anual é a mesma em todas as estações dentro de uma mesma região.

Uma vez que estes métodos foram publicados, a pesquisa indicou diversas formas nas quais a análise de frequência regional pode ser aperfeiçoada e uma série de princípios úteis para a construção de um procedimento de análise de frequência regional (HOSKING e WALLIS, 1997).

Hosking (1986) apresentou a teoria dos momentos com pesos probabilísticos (*Probability Weighted Moments*), aplicando a teoria para um grande conjunto de distribuições de probabilidade que variaram de dois parâmetros (*e.g.*, Gumbel) a cinco parâmetros (Wakeby).

Conforme sugerido por Hosking e Wallis (1997) na análise de frequencial regional uma única distribuição é ajustada aos dados de diversas estações. Em geral, a região será levemente heterogênea e não haverá nenhuma distribuição única e "verdadeira" que se aplica a cada estação. O objetivo não é identificar uma distribuição "verdadeira", e sim encontrar uma distribuição que produza estimativas de quantis com satisfatória precisão para cada estação.

A distribuição escolhida não precisa ser a distribuição com maior aderência aos dados observados. Até mesmo quando se encontra uma distribuição com grande aderência aos

dados, não há garantia que futuros valores serão similares aos valores passados, particularmente quando os dados descrevem um processo físico que pode produzir valores distantes da média. Assim, é preferível usar uma abordagem robusta baseada em uma distribuição que produzirá quantis estimados com acurácia satisfatória mesmo quando esta se distancia da distribuição que apresentou maior aderência aos dados.

Nas análises de extremos de cheias e estiagens, as estimativas dos quantis na cauda direita da distribuição é de interesse particular. Em outros exemplos, os quantis distantes das caudas podem ser de maior interesse. Estas considerações podem afetar a escolha de distribuição de frequência regional. Se somente os quantis na cauda superior são de interesse, então não há problemas na obtenção de valores negativos a partir de uma distribuição ajustada a um fenômeno que só admite valores positivos (HOSKING e WALLIS, 1997).

Estudos comparativos mostraram que o algoritmo de estimativa da distribuição de Wakeby com o uso dos momentos ponderados de probabilidade apresentou melhor performance em relação aos procedimentos de estimativa de quantis recomendados pelo relatório de estudos sobre cheias no Reino Unido (HOSKING *et al.*, 1985) e pelo *U.S. Bulletin 17* (WALLIS e WOOD, 1985). Estudos posteriores investigaram a performance deste procedimento *index flood* na presença de dados paleológicos e históricos (HOSKING e WALLIS, 1986a, b), heterogeneidade regional (LETTENMAIER *et al.*, 1987) e interdependência entre estações (HOSKING e WALLIS, 1988). A utilidade prática do uso do *index flood* na análise de frequência regional, entretanto, ainda requer julgamento subjetivo nos estágios de formação das regiões e na escolha de distribuição de frequência apropriada para cada região (HOSKING e WALLIS, 1997).

Os programas para implementação dos procedimentos apresentados em Hosking e Wallis (1997) foram detalhados no relatório de pesquisa organizado por Hosking (2005).

2.5 Aplicações das Análises de Ventos Extremos

A análise de frequência de vendavais subsidia uma série de ações e estudos focados na interação entre o vento e o meio em que ele atua. Neste sub-capítulo é apresentada uma amostra de aplicações dos resultados produzidos por análises de frequência de vendavais.

A estimativa de ocorrência e magnitude de um vendaval, expressa em termos de probabilidade estatística da concretização do evento (ou acidente) e da provável magnitude de sua manifestação é prevista por Daher (2002) como um dos produtos de subsídio às atividades

da Defesa Civil.

Os produtos da análise de frequência de vendavais mapeiam as regiões mais propensas à ocorrência de ventos severos, fornecendo informações valiosas às atividades de preparação e planejamento para mitigação de desastres. Além disso, esta análise subsidia a avaliação de danos por desastres naturais, ao disponibilizar informações históricas sobre as frequências das diferentes intensidades de vento em diversas regiões.

Freeman *et al.* (2003) identificou que uma série de sistemas de gestão de desastres naturais na América Latina e no Caribe consistiam-se inicialmente em instituições governamentais dedicadas às respostas a estes acidentes. Entretanto, em países em que as catástrofes naturais ao longo das últimas décadas destacaram a necessidade de sistemas de prevenção, mitigação, preparação e abastecimento para a reconstrução da infra-estrutura e a reativação das atividades econômicas, o paradigma de resposta aos desastres foi quebrado, iniciando-se estudos de análise de frequência de vendavais.

Na construção civil a análise de frequência de vendavais desempenha importante papel no dimensionamento de estruturas para suportar o arrasto do vento em edificações. No Brasil este dimensionamento é regido pela NBR 6123 (ABNT, 1988), que fixa as condições exigíveis na consideração das forças devidas à ação estática e dinâmica do vento, para efeitos de cálculo de edificações. Na NBR 6123 a velocidade do vento considerada é a velocidade de uma rajada de 3 s, com tempo de recorrência de 50 anos, medida a 10 m de altura em relação a um terreno aberto e plano.

A incidência de ventos severos sobre linhas aéreas de transmissão de energia elétrica, apesar de causar danos locais, pode resultar em falhas no atendimento a uma cidade por completo. Por essa razão, projetos de linhas de transmissão são um balanço entre o custo inicial estrutural ou o custo adicional de reforço da estrutura, de um lado, e os custos de interrupção no fornecimento de energia e de substituição das torres que sustentam as linhas de transmissão (OLIVER *et al.*, 2000).

No Brasil, o cálculo do carregamento provocado pelo vento e da suportabilidade das estruturas de linhas aéreas de transmissão de energia elétrica é regido pela NBR 5422 (ABNT, 1985). A NBR 5422 fixa as condições básicas para estes projetos de modo a garantir níveis mínimos de segurança e limitar perturbações em instalações próximas. Assim como na NBR 6123, a a velocidade do vento considerada na NBR 5422 é a velocidade de uma rajada de 3 s, com tempo de recorrência de 50 anos, medida a 10 m de altura em relação a um terreno aberto e plano.

Lagos e estuários, entre outros corpos hídricos estão sujeitos a uma série de processos de circulação e de variações nos níveis de água, resultantes da ação do vento sobre a superfície livre. Guetter *et al.* (2005b) estimou o impacto no cálculo do balanço hídrico do reservatório de Itaipu devido ao efeito do vento. Neste estudo foram identificadas situações de ventos severos que causam empilhamento dos níveis de água do reservatório, provocando variações de até 13,2 cm nos níveis próximos à barragem e incertezas da ordem de até 20% nas estimativas de afluência.

Ainda neste campo de aplicação, Castelão e Möller Jr. (2003) simularam a circulação tridimensional forçada por ventos na Lagoa dos Patos. Seus resultados mostraram que ventos de 4 m s^{-1} geram um desnível entre as extremidades da lagoa de até 8 cm.

3 Materiais e Métodos

Neste capítulo estão descritos os dados e as metodologias utilizadas na análise de extremos de vento no Estado do Paraná.

3.1 Área de Estudo

A área deste estudo é o Estado do Paraná com área de 199.709 km². O relevo ilustrado na Figura 3.1. Maack (1968) classificou o território paranaense em cinco regiões: Litoral, Serra do Mar, Primeiro Planalto ou de Curitiba, Segundo Planalto ou de Ponta Grossa e Terceiro Planalto ou de Guarapuava.

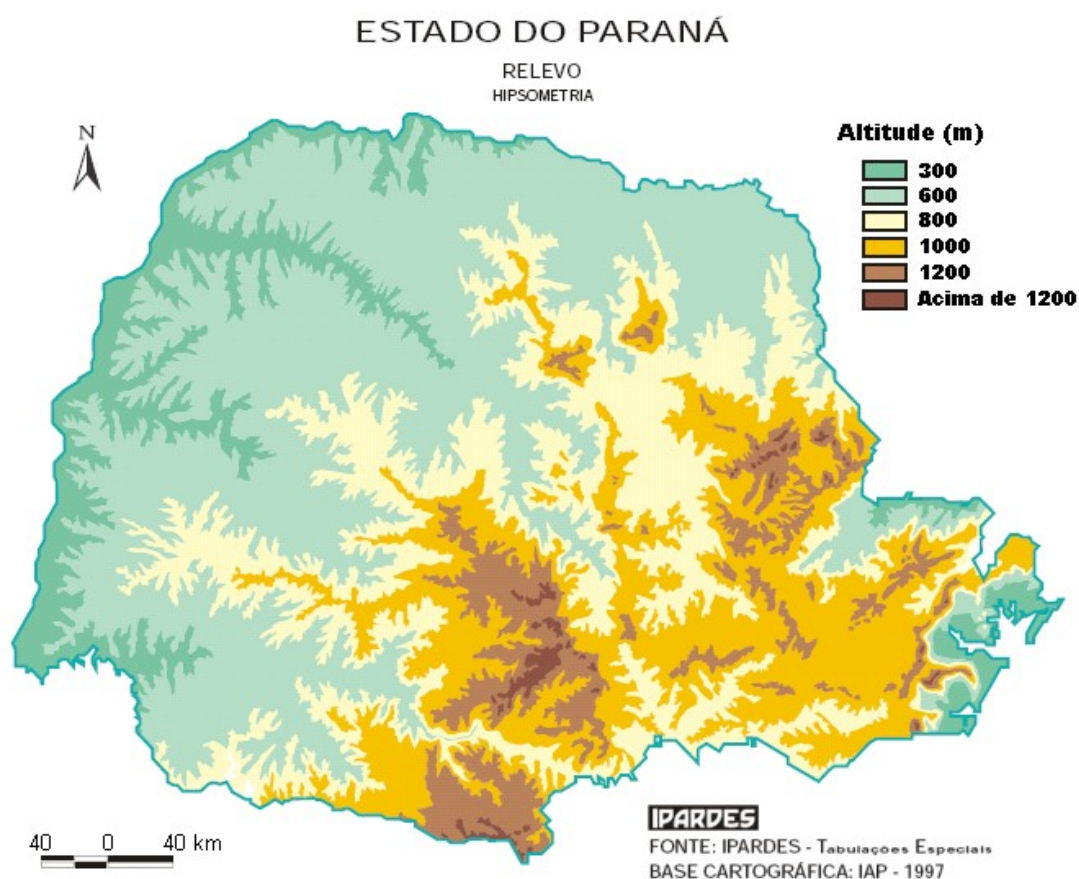


Figura 3.1 – Relevo do Estado do Paraná

O clima do Estado do Paraná é caracterizado como subtropical, com domínio de temperaturas amenas. Sendo que apenas uma pequena parte do território paranaense encontra-se em região de clima tropical. Em relação à temperatura, o Estado do Paraná, apresenta

grandes contrastes em termos absolutos. Segundo Prates *et al.* (2001b), o mês de agosto é o mês de maior variabilidade de temperatura, podendo apresentar períodos frios e quentes em um mesmo dia, como também dias muito frios e dias muito quentes no mesmo mês. Dezembro é o mês em que a temperatura atinge o maior valor do ano, chegando a 34°C. Enquanto julho é o mês mais frio do ano.

Os principais sistemas meteorológicos atuantes sobre o Paraná são os sistemas frontais de latitudes médias associados ao escoamento ondulatório de grande escala, (OLIVEIRA, 1986). A maior frequência (4 ou 5 casos por mês, em média) destes sistemas ocorre na primavera, enquanto que a menor frequência (2 casos por mês, em média) de passagens de frentes é observada no verão.

Os índices pluviométricos médios do Paraná estão entre 1.200 e 1.900 mm anuais, com exceção do Litoral e em alguns trechos da Serra do Mar, nesta última o índice pluviométrico é de 4.000 mm por ano. O Estado apresenta estações seca e chuvosa bem definidas, principalmente nas Regiões Norte e Nordeste. Prates *et al.* (2001a), lista as principais características climatológicas da chuva no Paraná como: precipitação anual média no Estado de 1513 mm; o trimestre menos chuvoso é junho-julho-agosto com a chuva acumulada média no Estado de 265 mm durante o trimestre; a variabilidade espacial é caracterizada por um gradiente no sentido Norte-Sul no trimestre menos chuvoso; o trimestre mais chuvoso é dezembro-janeiro-fevereiro com um total médio acumulado no Estado de 524 mm durante o período; variabilidade espacial é caracterizada por um gradiente no sentido Oeste-Leste no trimestre mais chuvoso, com uma zona de transição no centro leste possivelmente em resposta à Serra do Mar.

3.1.1 Monitoramento Meteorológico

Os dados de vento usados na análise de extremos de vento são provenientes de dois tipos de instrumentos, (1) o radar meteorológico do Instituto Tecnológico SIMEPAR e (2) das 37 (trinta e sete) estações meteorológicas operadas pelo SIMEPAR no Paraná, cujas localizações estão ilustradas na Figura 3.2. A densidade média das estações é de uma a cada 5400 km², sendo a distância média entre as estações da ordem de 52 km.



Figura 3.2 – Localização das estações meteorológicas operadas pelo SIMEPAR

O radar meteorológico do SIMEPAR está localizado na região central do Estado do Paraná ($25^{\circ} 30' 19''\text{S}$ e $50^{\circ} 21' 40''\text{W}$), no município de Teixeira Soares (Figura 3.3). Fabricado pela ECC Electronics, o radar modelo DWSR-95S, tem capacidade de varredura de 200 e 400 km, com resolução de 500 m e 1 km, respectivamente. Sua antena de 8,2 m de diâmetro emite um feixe de ondas eletromagnéticas com aproximadamente $0,9^{\circ}$ de abertura, que por efeito Doppler e polarização simples mede a refletividade, a velocidade radial e a largura espectral dos alvos meteorológicos.

Uma vez que o radar utiliza o efeito Doppler em suas medições, ele é capaz de monitorar o deslocamento de partículas na atmosfera, inferindo indiretamente a velocidade do vento. Tal capacidade foi utilizada neste estudo como ferramenta de controle de qualidade das rajadas medidas nas estações meteorológicas do SIMEPAR, uma vez que tornou possível, nos casos em que o radar detectou partículas na atmosfera, verificar se rajadas extremas presentes nas séries de dados das estações meteorológicas realmente aconteceram.

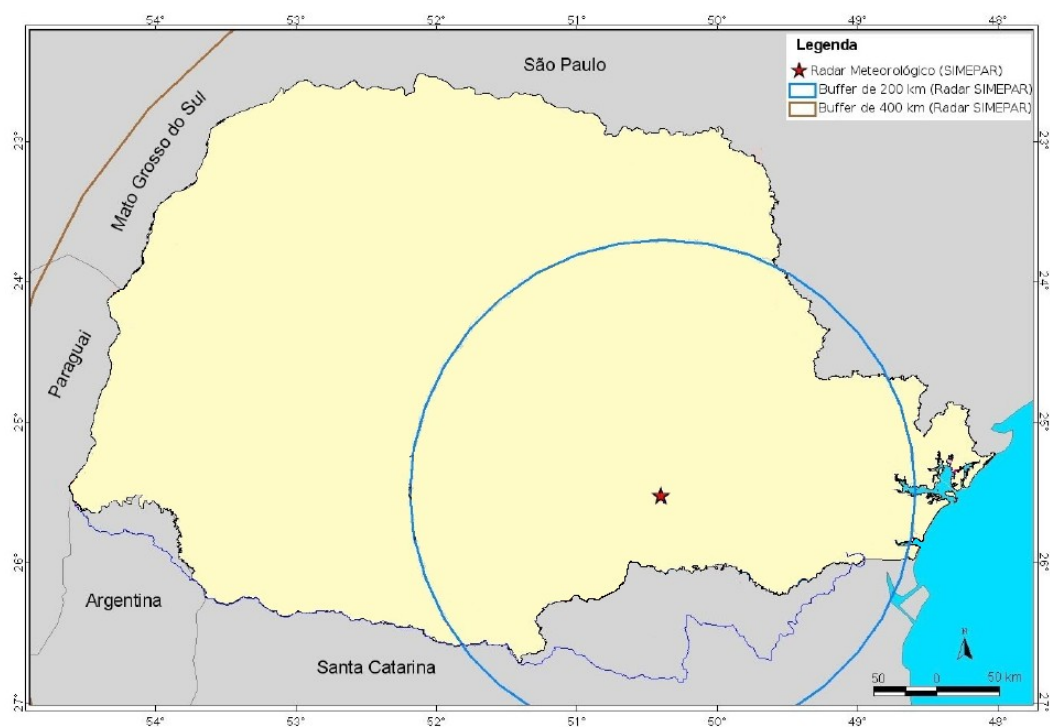


Figura 3.3 – Localização do radar meteorológico do SIMEPAR e seus respectivos raios de cobertura

3.2 Dados Meteorológicos

Os dados meteorológicos utilizados neste estudo são provenientes da rede meteorológica do SIMEPAR, descrita no sub-capítulo anterior. As variáveis obtidas foram: vento, rajada, temperatura do ar, precipitação e pressão na superfície. As duas primeiras variáveis se constituem no foco deste estudo, já as demais variáveis foram utilizadas no controle de qualidade dos dados de rajada, descrito mais adiante.

Na análise de extremos de vento foram utilizados apenas dados provenientes das estações meteorológicas do SIMEPAR possuidoras de séries de vento com início nos anos de 1998 ou 1999, conforme apresenta a Tabela 3.1. A localização das estações selecionadas está ilustrada na Figura 3.4.

Analisaram-se 15.000.000 de registros, 30.000 registros foram classificados como suspeitos, sendo que 90% desses foram excluídos devido à inconsistência com a sequência de dados do evento e com os padrões espaciais. As estações meteorológicas apresentaram entre 1% e 3% de falhas e dados espúrios em seus registros.



Figura 3.4 – Localização das estações meteorológicas do SIMEPAR seleccionadas para o diagnóstico da ameaça de vento

Nestas estações meteorológicas o dado de vento representa a velocidade deste ao final de cada hora e a rajada é o maior valor de vento medido ao longo da hora. A Figura 3.5 ilustra o esquema de medição dos ventos nas estações meteorológicas do SIMEPAR. Nestas estações o vento é amostrado a cada segundo, porém os dados armazenados são:

- (a) vento horário: é a média dos 10 registros de vento medidos nos 10 últimos segundos de cada hora;
- (b) rajada: é o maior valor horário das 60 médias dos 10 registros medidos nos 10 últimos segundos, de cada minuto da hora em que a rajada está referenciada no Banco de Dados.

Tabela 3.1 – Localização e período de início dos registros de vento das estações meteorológicas do SIMEPAR

Nome	Latitude	Longitude	Altitude (m)	Início
Antonina	-25,22	-48,80	60	01/01/1999
Cambará	-23,00	-50,03	450	01/01/1998
Campo Mourão	-24,05	-52,37	601	01/01/1998
Cândido de Abreu	-24,63	-51,25	645	01/01/1998
Cascavel	-24,88	-53,55	719	01/01/1998
Cerro Azul	-24,82	-49,25	366	01/01/1998
Curitiba	-25,43	-49,27	935	01/01/1998
Foz do Areia	-26,08	-51,65	728	01/01/1998
Foz do Iguaçu	-25,40	-54,62	232	01/01/1998
Guaíra	-24,07	-54,25	228	01/01/1998
Guarapuava	-25,35	-51,50	1070	01/01/1998
Guaratuba	-25,87	-48,57	0	01/01/1998
Lapa	-25,78	-49,77	910	01/01/1998
Londrina	-23,30	-51,15	585	01/01/1998
Nova Prata do Iguaçu	-25,57	-53,52	546	01/01/1998
Palmital	-24,88	-52,22	783	01/01/1998
Palotina	-24,30	-53,92	303	01/01/1998
Paranavaí	-23,08	-52,43	480	01/01/1998
Pato Branco	-26,12	-52,68	722	01/01/1998
Ponta Grossa	-25,22	-50,02	886	01/01/1998
Santa Helena	-24,92	-54,31	271	01/01/1998
São Miguel do Iguaçu	-25,35	-54,25	298	01/01/1998
Telêmaco Borba	-24,33	-50,62	768	01/01/1998
Toledo	-24,78	-53,72	516	01/01/1998
Umuarama	-23,73	-53,28	480	01/01/1998
União da Vitória	-26,23	-51,07	757	01/01/1998

Os anemômetros instalados a 10 metros de altura, modelo YOUNG 05103-11A, medem o vento por meio de quatro hélices que, ao rotacionarem, produzem um sinal senoidal com frequência proporcional à velocidade do vento. A Tabela 3.2 resume as características dos anemômetros do SIMEPAR e a Figura 3.6 ilustra a estação meteorológica de Antonina com a posição do anemômetro em destaque.

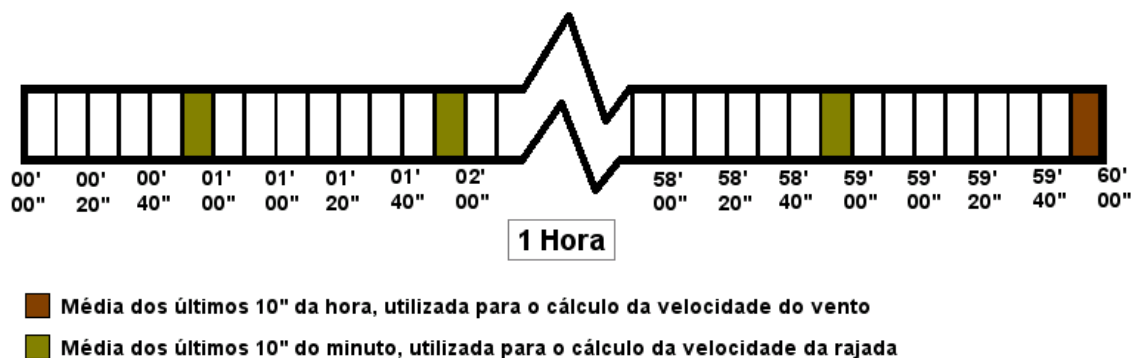


Figura 3.5 – Amostragem das variáveis denominadas de velocidades do vento e rajada no Banco de Dados do SIMEPAR

Tabela 3.2 – Especificações dos sensores de vento instalados nas estações meteorológicas automáticas do SIMEPAR

Parâmetro	Especificação
Modelo	05103-11A: YOUNG
Banda de medição	0,0 m s ⁻¹ a 60 m s ⁻¹
Rajada máxima (sem danificar o equipamento)	100 m s ⁻¹
Erro	0,3 m s ⁻¹
Velocidade mínima para medição da direção	1,1 m s ⁻¹

Estes equipamentos são recalibrados de acordo com um programa de manutenção periódica que prevê visitas técnicas a cada 6 meses. Os dados de vento e rajada são obtidos e armazenados em um *datalogger* para posterior transmissão automática via satélite GOES a cada 3 horas. Por fim, os valores são armazenados no banco de dados do SIMEPAR.

Entretanto, apesar de todo o esforço empregado na padronização da forma de obtenção dos dados, as estações do SIMEPAR estão localizadas em locais com diferentes rugosidades do terreno. Isto pode ser verificado ao comparar o entorno da estação de Antonina (Figura 3.6) com o entorno da estação de Cascavel (Figura 3.7). Estas diferenças podem influenciar de forma significativa as magnitudes dos ventos extremos medidos em ambas as estações, conforme prevê a NBR 5422 (ABNT, 1985).



Figura 3.6 – Estação meteorológica de Antonina, com destaque para a localização do anemômetro



Figura 3.7 – Estação meteorológica de Cascavel

3.2.1 Controle de Qualidade

Segundo Guetter *et al.* (2005), a atividade de controle de qualidade dos dados representa um grande desafio para a análise de extremos de vento, pois muitas vezes o registro suspeito, decorrente de uma transmissão de dados espúria tem magnitude comensurável com as possíveis ocorrências de eventos severos e sua exclusão só é possível com análises espaciais e através de análises de variáveis múltiplas. O controle de qualidade deve excluir registros espúrios, que se mantidos aumentariam a frequência de casos extremos, distorcendo a estimativa de parâmetros que produzem a função de probabilidade de extremos e os tempos de retorno. O controle de qualidade não pode, em nenhum de seus testes, excluir registros extremos reais.

O método utilizado para o controle de qualidade de dados no presente estudo foi proposto por Shafer *et al.* (2000), que a desenvolveram visando o controle e alerta automático da qualidade de dados para a rede meteorológica de mesoescala da região de Oklahoma nos EUA. Esta metodologia permite identificar e destacar dados suspeitos para posterior análise de consistência. As rotinas de controle e alerta da qualidade dos dados nunca os alteram, entretanto todos os dados medidos são associados a classificações de qualidade (bom, suspeito, aviso e falha) que indicam o nível de confiança do dado. Os testes realizados nesta metodologia, e aplicáveis às estações meteorológicas do SIMEPAR, podem ser divididos em: (1) de amplitude, (2) de variação, (3) de persistência e (4) espacial.

O teste de amplitude foi baseado na combinação entre as especificações de performance de cada sensor e extremos climáticos anuais ao longo de Oklahoma. Cada parâmetro tem limites pré-determinados. Qualquer observação fora dos limites dos valores máximos e mínimos permitidos é classificada como “falha”. O teste de amplitude é o único teste capaz de indicar uma falha por si só. Como no banco de dados do SIMEPAR são raríssimas as ocorrências de valores de vento inferiores ou superiores à banda de limitação dos instrumentos do SIMEPAR (0 a 60 m.s⁻¹), o teste de amplitude proposto por Shafer *et al.* (2000) foi adaptado de forma a indicar valores fora do intervalo [0,3 ; 25,0] m.s⁻¹, classificando-os como suspeitos.

O teste de variação compara a mudança de valor entre duas observações consecutivas. Se a diferença excede um valor máximo permitido, a observação é classificada como “aviso”. Se qualquer uma das observações está faltando, o teste não a classifica. Segundo, Shafer *et al.* (2000) o teste de variação mostrou-se útil na detecção de leituras errôneas devido a problemas

no *datalogger* ou na comunicação.

O teste de persistência calcula o desvio-padrão dos dados medidos durante um dia completo, de uma determinada estação. Se o desvio-padrão está abaixo de um valor mínimo permitido, os valores de todos os dados utilizados no cálculo são classificados como “suspeito” ou “aviso”, dependendo da diferença entre o desvio-padrão calculado e o valor mínimo permitido. Este teste também utiliza a diferença entre duas observações consecutivas, calculado pelo teste de variação. Se esta diferença é menor que um valor mínimo permitido, todos os valores são classificados como “suspeitos” ou “avisos”, dependendo da magnitude desta diferença.

O teste espacial tem a finalidade de detectar erros grosseiros em observações individuais. Estas observações são ponderadas de acordo com suas distâncias em relação à estação analisada, conforme a Eq. 3.1:

$$Z_e = \frac{\sum w(r_i) z_i}{\sum w(r_i)} \quad (3.1)$$

onde Z_e é o valor estimado de um parâmetro em uma determinada estação, z_i é cada observação e w é o peso atribuído ao valor observado, associado à distância entre o ponto de observação e o ponto que está sendo estimado (r_i). Os pesos decrescem exponencialmente com a distância da estação de acordo com a Eq. 3.2:

$$w(r_i) = \exp\left(\frac{-r_i^2}{k_0}\right) \quad (3.2)$$

onde k_0 é a função peso determinada pela rotina de Barnes. O raio de influência estimado por Shafer *et al.* (2000) para a rede de monitoramento de Oklahoma foi de 100 km.

Todas as estações dentro do raio de influência, excetuando-se a estação que está sendo analisada e aquelas que apresentam dados classificados como “suspeitos”, “avisos” ou “falhas”, têm calculados a média, a mediana e o desvio-padrão de seus dados. A diferença entre os valores observados e estimados é comparada com o desvio-padrão:

$$\Delta = \frac{z_e - z_0}{\sigma} \quad (3.3)$$

qualquer observação em que a diferença excede em duas vezes a magnitude do desvio-padrão ($\Delta > 2$) é classificada como “suspeita”; e qualquer observação em que $\Delta > 3$ é classificada como “aviso”. Se um número menor que seis estações são selecionadas para a análise de uma determinada estação, o teste espacial não classifica nenhuma observação.

Devido ao maior espaçamento entre as estações componentes da rede meteorológica do SIMEPAR, se comparado ao espaçamento da rede meteorológica de mesoescala de Oklahoma, o teste espacial foi adaptado de forma a considerar todas as estações cujos dados foram analisados. O papel de seleção das estações vizinhas a serem consideradas no cálculo das médias das velocidades do vento ponderadas pela distância, foi confiado aos pesos atribuídos a cada valor.

No teste espacial adotou-se o limite máximo de diferença entre a velocidade do vento medida na estação analisada e a média ponderada pela distância dos ventos medidos nas estações vizinhas como sendo de $5,0 \text{ m.s}^{-1}$.

Para evitar que uma série de observações com baixo desvio-padrão, em relação aos sistemas atmosféricos atuantes em determinada região, seja classificada como “suspeita” ou “aviso”, são determinados valores máximos de amplitude, variação e persistência para os desvios-padrões da velocidade, velocidade máxima e direção do vento. A Tabela 3.3 contém os valores máximos e mínimos utilizados por Shafer et al. (2000) no controle e alerta automático da qualidade de dados para a rede meteorológica de mesoescala da região de Oklahoma nos EUA. A Tabela 3.4 apresenta os valores máximos e mínimos utilizados no presente estudo.

Tabela 3.3 – Valores máximos e mínimos do controle de qualidade dos dados de vento da rede meteorológica de mesoescala de Oklahoma (SHAFFER *et al.*, 2000)

Parâmetro	Unidade	Amplitude	Variação	Persistência	Desvio-padrão espacial
Rajada	m s^{-1}	0/100	80	0,1	10

Tabela 3.4 – Lista de valores máximos e mínimos permitidos para o controle dos dados de vento medidos pela rede meteorológica do SIMEPAR

Parâmetro	Unidade	Amplitude	Variação	Persistência	Desvio-padrão espacial
Rajada	m s^{-1}	0,3/25	10	0,001	5,0

As determinações produzidas por cada um destes testes são enviadas para um algoritmo de tomada de decisões. Este algoritmo sinaliza, primeiramente, todas as observações faltantes, para combinar os resultados obtidos pelos testes espacial e de variação.

Esta combinação é realizada porque o teste de variação, por si só, não consegue diferenciar se a mudança abrupta na magnitude ou na direção do vento se dá no sentido de aproximar ou de distanciar seus valores à média amostral. Ao combinar os resultados dos testes de variação e espacial, a mudança abrupta que distancia os valores da magnitude ou da direção do vento da média amostral é associada a uma sinalização mais severa. Os testes espacial e de variação combinados produzem uma sinalização de “falha” se uma observação está sinalizada por ambos, ou uma sinalização de “suspeita” se esta observação está sinalizada apenas pelo teste de variação. Se o dado está sinalizado apenas pelo teste espacial, esta é retida.

Após estes ajustes, o algoritmo atribui aos dados os resultados de cada teste de qualidade, classificando-os como “bom”, “suspeito”, “aviso” ou “falha”.

3.2.2 Correlação das Rajadas com Outras Variáveis Meteorológicas

Após a classificação dos dados de vento, foram avaliadas todas as ocorrências de dados classificados como “suspeito”, “aviso” ou “falha”. Esta avaliação associou o dado a imagens do radar meteorológico do SIMEPAR e ao ciclo diário de pressões, visando identificar sistemas meteorológicos de pequena escala (microescala, meso- γ ou meso- β , com comprimentos característicos da ordem de 1 km, 2 km e 20 km, respectivamente) responsáveis pela elevada velocidade do vento presente na série de uma determinada estação. Devido ao seu baixo comprimento característico, tais sistemas geram campos de ventos perceptíveis em apenas uma estação meteorológica, induzindo o teste espacial a classificar o dado de vento como “suspeito” ou “aviso”.

Um exemplo desta situação pode ser verificado ao observar na Figura 3.8 os dados horários da velocidade de rajada na estação meteorológica de Cambará (SIMEPAR) no dia 18/11/2005 às 15h00 e compará-los aos dados das estações mais próximas, quais sejam Londrina e Telêmaco Borba. Devido à brusca variação das velocidades de rajada medidas em Cambará nesta ocasião e às velocidades de rajada com magnitudes inferiores a 50% nas estações mais próximas, o dado de rajada de Cambará no dia 18/11/2005 às 15h00 foi classificado como “aviso” pelos testes de variação e espacial, respectivamente.

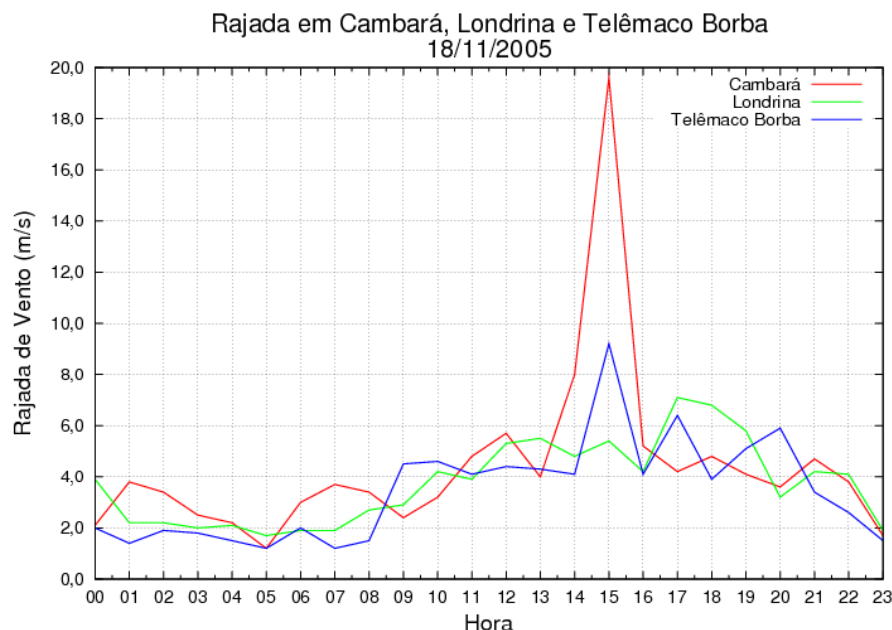


Figura 3.8 – Exemplo de rajadas de vento causadas por um sistema meteorológico de pequena escala cuja atuação gerou um pico de rajada classificado como “aviso” pelos testes de variação e espacial

Para determinar se o dado de rajada medido no dia 18/11/2005 às 15h00 em Cambará é verídico ou espúrio foram utilizadas duas fontes adicionais de informações: a imagem de radar meteorológico do SIMEPAR datada da hora de ocorrência do pico da rajada (Figura 3.8) e o ciclo diário de pressões mínimas e máximas na estação meteorológica de Cambará (Figura 3.10). A primeira fonte de informações, ilustrada na Figura 3.9, mostrou três núcleos convectivos de pequena escala, com refletividade da ordem de 35 dBZs, em torno da sede municipal de Cambará (que fica próxima à estação meteorológica de mesmo nome), o que indica a ocorrência de chuvas moderadas e probabilidade significativa de fortes rajadas de ventos. A segunda fonte de informações apresenta um indício ainda mais contundente da veracidade da rajada de $19,6 \text{ m.s}^{-1}$ medida no dia 18/11/2005 às 15h00 em Cambará. Ao observar a Figura 3.10 percebe-se uma perturbação significativa no comportamento das pressões máximas e mínimas medidas no mesmo horário da ocorrência da rajada na estação meteorológica de Cambará. Uma vez que os ventos são gerados por gradientes de pressão atmosférica, a perturbação observada no ciclo diário das pressões máximas e mínimas na estação de Cambará associada à observação da proximidade de núcleos de convecção,

fornececeram suficientes indícios para considerar verídico o dado de rajada de $19,6 \text{ m.s}^{-1}$ no dia 18/11/2005 às 15h00.

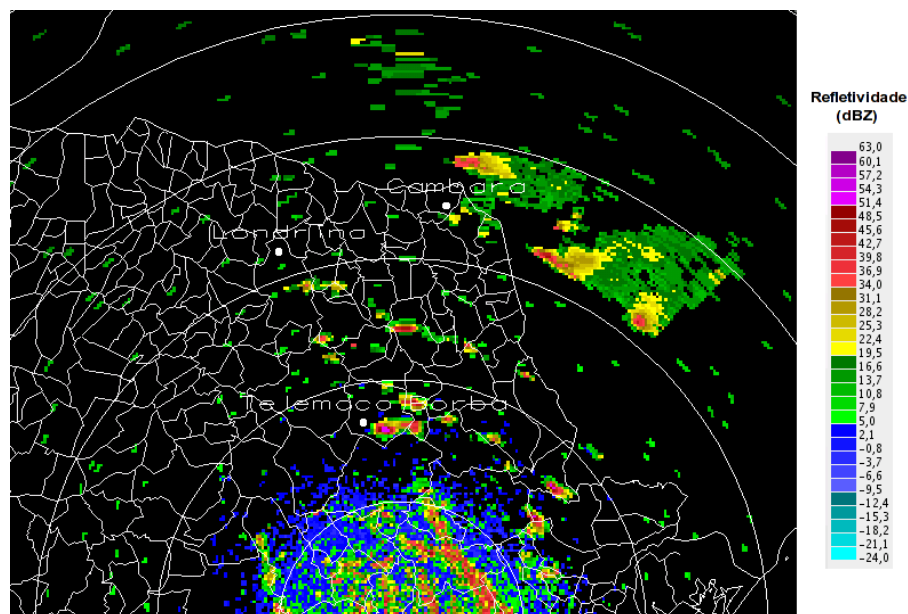


Figura 3.9 – Campo de refletividade na região da estação meteorológica de Cambará no dia 18/11/2005 às 14h40

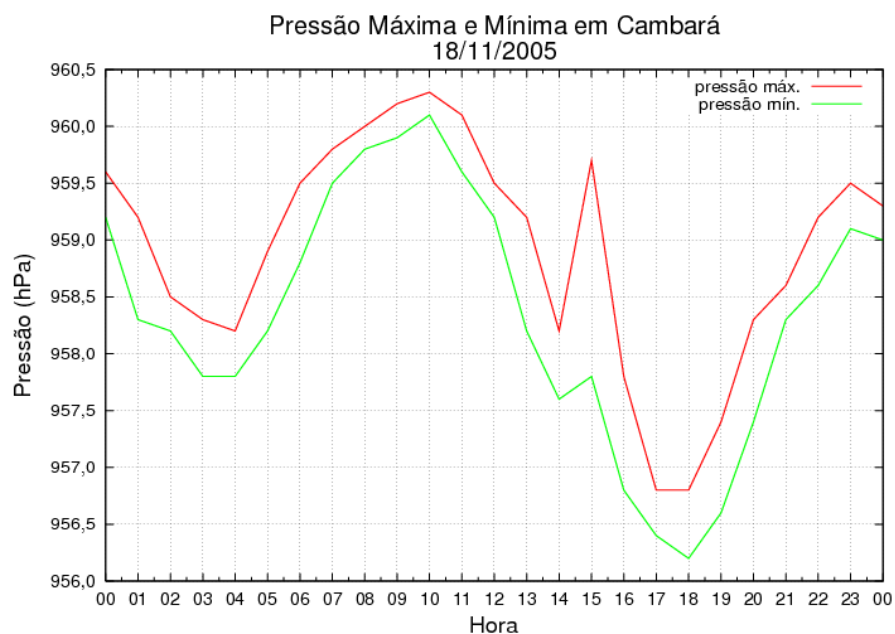


Figura 3.10 – Ciclo de pressões na estação meteorológica de Cambará (SIMEPAR) no dia 18/11/2005

3.3 Métodos de Distribuição de Extremos

Nesta seção são apresentadas as distribuições de extremos utilizadas neste estudo (Gumbel, GEV, Pareto generalizada, Logística generalizada, Lognormal, Pearson tipo III, Wakeby e Kappa) e o respectivo método de determinação dos momentos- L .

A distribuição Gumbel de dois parâmetros (ξ que é o parâmetro de locação, α que é o parâmetro de escala) pode ser definida no intervalo $-\infty < x < \infty$ pelas Eqs. 3.4 a 3.6:

$$f(x) = \alpha^{-1} \exp\left\{-\frac{(x-\xi)}{\alpha}\right\} \exp\left[-\exp\left\{-\frac{(x-\xi)}{\alpha}\right\}\right] \quad (3.4)$$

$$F(x) = \exp\left[-\exp\left\{-\frac{(x-\xi)}{\alpha}\right\}\right] \quad (3.5)$$

$$x(F) = \xi - \alpha \ln(-\ln F) \quad (3.6)$$

Os momentos- L desta distribuição são definidos como:

$$\lambda_1 = \xi + \alpha \gamma \quad (3.7)$$

$$\lambda_2 = \alpha \ln 2 \quad (3.8)$$

$$\tau_3 = \frac{\ln\left(\frac{9}{8}\right)}{\ln 2} \quad (3.9)$$

$$\tau_4 = \frac{(16 \ln(2) - 10 \ln(3))}{\ln 2} \quad (3.10)$$

Onde γ é a constante de Euler, 0,5772.

A distribuição generalizada de valores extremos (GEV) de três parâmetros (ξ parâmetro de locação, α parâmetro de escala e k parâmetro de forma) pode ser definida no intervalo $-\infty < x \leq \xi + \alpha / k$ se $k > 0$; $-\infty < x < \infty$ $k = 0$; $\xi + \alpha / k \leq x < \infty$ se $k < 0$; pelas Eqs. 3.11 a 3.13:

$$f(x) = \alpha^{-1} e^{-(1-k)y - e^{-y}} \quad y = \begin{cases} -k^{-1} \ln[1 - k(x-\xi)/\alpha] , & k \neq 0 \\ (x-\xi)/\alpha , & k = 0 \end{cases} \quad (3.11)$$

$$F(x) = e^{-e^{-y}} \quad (3.12)$$

$$x = \begin{cases} \xi + \alpha \{1 - (1 - F)^k\} / k, & k \neq 0 \\ \xi - \alpha \log(1 - F), & k = 0 \end{cases} \quad (3.13)$$

Os momentos- L da distribuição GEV são definidos para $k > -1$ como:

$$\lambda_1 = \xi + \frac{\alpha \{1 - \Gamma(1 + k)\}}{k} \quad (3.14)$$

$$\lambda_2 = \alpha (1 - 2^{-k}) \frac{\Gamma(1 + k)}{k} \quad (3.15)$$

$$\tau_3 = 2 \frac{(1 - 3^{-k})}{(1 - 2^{-k})} - 3 \quad (3.16)$$

$$\tau_4 = \frac{5(1 - 4^{-k}) - 10(1 - 3^{-k}) + 6(1 - 2^{-k})}{1 - 2^{-k}} \quad (3.17)$$

Onde $\Gamma(\cdot)$ é a função gama:

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt \quad (3.18)$$

A distribuição de Pareto generalizada de três parâmetros (ξ , α , k) pode ser definida pelas Eqs. 3.19 a 3.21 no intervalo $\xi \leq x \leq \xi + \alpha / k$ se $k > 0$; $\xi \leq x \leq \infty$ se $k \leq 0$:

$$f(x) = \alpha^{-1} e^{-(1-k)y}, \quad y = \begin{cases} -k^{-1} \ln[1 - k(x - \xi)/\alpha], & k \neq 0 \\ (x - \xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases} \quad (3.19)$$

$$F(x) = 1 - e^{-y} \quad (3.20)$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \alpha \{1 - (1 - F)^k\} / k, & k \neq 0 \\ \xi - \alpha \ln(1 - F), & k = 0 \end{cases} \quad (3.21)$$

Onde:

- ξ : é o parâmetro de locação;
- α : é o parâmetro de escala
- k : é o parâmetro de forma.

Casos especiais: $k = 0$ é a distribuição exponencial; $k = 1$ é a distribuição uniforme no intervalo $\xi \leq x \leq \xi + \alpha$.

Os momentos- L desta distribuição são definidos, para $k > -1$, da seguinte forma:

$$\lambda_1 = \xi + \alpha / (1 + k) \quad (3.22)$$

$$\lambda_2 = \alpha / \{(1 + k)(2 + k)\} \quad (3.23)$$

$$\tau_3 = (1 - k)(3 + k) \quad (3.24)$$

$$\tau_4 = (1 - k)(2 - k) / \{(3 + k)(4 + k)\} \quad (3.25)$$

A relação entre τ_3 e τ_4 é dada por:

$$\tau_4 = \frac{\tau_3(1 + 5\tau_3)}{5 + \tau_3} \quad (3.26)$$

Se ξ é conhecido, os dois parâmetros α e k são dados por

$$k = (\lambda_1 - \xi) / \lambda_2 - 2, \quad \alpha = (1 + k)(\lambda_1 - \xi) \quad (3.27)$$

Se ξ é desconhecido, os três parâmetros são dados por

$$k = (1 - 3\tau_3) / (1 + \tau_3) \quad (3.28)$$

$$\alpha = (1 + k)(2 + k)\lambda_2 \quad (3.29)$$

$$\xi = \lambda_1 - (2 + k)\lambda_2 \quad (3.30)$$

A distribuição Logística generalizada de três parâmetros (ξ parâmetro de locação, α parâmetro de escala e k parâmetro de forma) é definida no intervalo $-\infty < x \leq \xi + \alpha / k$ se $k > 0$; $-\infty < x < \infty$ se $k = 0$; $\xi + \alpha / k \leq x < \infty$ se $k < 0$; como:

$$f(x) = \frac{\alpha^{-1} e^{-(1-k)y}}{(1+e^{-y})^2}, \quad y = \begin{cases} -k^{-1} \ln[1-k(x-\xi)/\alpha], & k \neq 0 \\ (x-\xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases} \quad (3.31)$$

$$F(x) = \frac{1}{1+e^{-y}} \quad (3.32)$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \alpha[1 - \{(1-F)/F\}^k]/k, & k \neq 0 \\ \xi - \alpha \ln\{(1-F)/F\}, & k = 0 \end{cases} \quad (3.33)$$

Os momentos- L desta distribuição são definidos, para $-1 < k < 1$, da seguinte forma:

$$\lambda_1 = \xi + \alpha \left(\frac{1}{k} - \frac{\pi}{\text{sen } k \pi} \right) \quad (3.34)$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha k \pi}{\text{sen } k \pi} \quad (3.35)$$

$$\tau_3 = -k \quad (3.36)$$

$$\tau_4 = \frac{1+5k^2}{6} \quad (3.37)$$

A distribuição lognormal de três parâmetros (ξ parâmetro de locação, α parâmetro de escala e k parâmetro de forma) é definida no intervalo $-\infty < x \leq \xi + \alpha / k$ se $k > 0$; $-\infty < x < \infty$ se $k = 0$; $\xi + \alpha / k \leq x < \infty$ se $k < 0$; como:

$$f(x) = \frac{e^{ky - y^2/2}}{\alpha \sqrt{2\pi}}, \quad y = \begin{cases} -k^{-1} \ln[1-k(x-\xi)/\alpha], & k \neq 0 \\ (x-\xi)/\alpha, & k = 0 \end{cases} \quad (3.38)$$

$$F(x)=\Phi(y) \quad (3.39)$$

Sendo que Φ é função acumulada da distribuição normal, sendo definida como:

$$\phi(t)=(2\pi)^{-1/2}\exp(-\frac{1}{2}t^2), \quad \Phi(u)=\int_{-\infty}^u \phi(t)dt \quad (3.40)$$

Os momentos- L da distribuição Lognormal são definidos para todos os valores de k como:

$$\lambda_1=\xi+\alpha\frac{1-e^{k^2/2}}{k} \quad (3.41)$$

$$\lambda_2=\frac{\alpha}{k}e^{k^2/2}\left\{1-2\Phi\left(\frac{-k}{\sqrt{2}}\right)\right\} \quad (3.42)$$

Para a distribuição Lognormal não existem expressões exatas para τ_3 e τ_4 . Estes são aproximados pelas Eqs. 3.43 e 3.44, com o auxílio dos coeficientes da Tabela 3.5:

$$\tau_3 \approx -k \frac{A_0 + A_1 k^2 + A_2 k^4 + A_3 k^6}{1 + B_1 k^2 + B_2 k^4 + B_3 k^6} \quad (3.43)$$

$$\tau_4 \approx \tau_4^0 + k^2 \frac{C_0 + C_1 k^2 + C_2 k^4 + C_3 k^6}{1 + D_1 k^2 + D_2 k^4 + D_3 k^6} \quad (3.44)$$

Tabela 3.5 – Coeficientes para cálculo de τ_3 e τ_4 da distribuição Lognormal

	$\tau_4^0 = 1,2260172 \times 10^{-1}$	
$A_0 = 4,8860251 \times 10^{-1}$	$C_0 = 1,8756590 \times 10^{-1}$	$E_0 = 2,0466534$
$A_1 = 4,4493076 \times 10^{-3}$	$C_1 = -2,5352147 \times 10^{-3}$	$E_1 = -3,6544371$
$A_2 = 8,8027039 \times 10^{-4}$	$C_2 = 2,6995102 \times 10^{-4}$	$E_2 = 1,8396733$
$A_3 = 1,1507084 \times 10^{-6}$	$C_3 = -1,8446680 \times 10^{-6}$	$E_3 = -0,20360244$
$B_1 = 6,4662924 \times 10^{-2}$	$D_1 = 8,2325617 \times 10^{-2}$	$F_1 = -2,0182173$
$B_2 = 3,3090406 \times 10^{-3}$	$D_2 = 4,2681448 \times 10^{-3}$	$F_2 = 1,2420401$
$B_3 = 7,4290680 \times 10^{-5}$	$D_3 = 1,1653690 \times 10^{-4}$	$F_3 = -0,21741801$

A distribuição Pearson tipo III de três parâmetros (μ parâmetro de locação, σ parâmetro de escala e γ parâmetro de forma) é definida no intervalo $\xi \leq x < \infty$; como:

$$\lambda_1 = \xi + \alpha \beta \quad (3.45)$$

$$\lambda_2 = \pi^{-1/2} + \beta \Gamma(\alpha + \frac{1}{2}) / \Gamma(\alpha) \quad (3.46)$$

$$\tau_3 = 6 I_{1/3}(\alpha, 2\alpha) - 3 \quad (3.47)$$

Onde:

$$I_x(p, q) = \frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\Gamma(q)} \int_0^x t^{p-1} (1-t)^{q-1} dt \quad (3.48)$$

A distribuição de Wakeby pode ser definida por meio de sua função quantil ou pela inversa de sua função distribuição cumulativa, $x(F)$, como sendo:

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{\beta} \{1 - (1-F)^\beta\} - \frac{\gamma}{\delta} \{1 - (1-F)^{-\delta}\} \quad (3.49)$$

Para obter a distribuição generalizada de Pareto a partir da Wakeby, basta fazer $\alpha = 0$ e $\gamma = 0$.

Os momentos- L da distribuição de Wakeby são definidos para $\delta < 1$ como se segue:

$$\lambda_1 = \xi + \frac{\alpha}{(1+\beta)} + \frac{\gamma}{(1-\delta)} \quad (3.50)$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha}{(1+\beta)(2+\beta)} + \frac{\gamma}{(1-\delta)(2-\delta)} \quad (3.51)$$

$$\lambda_3 = \frac{\alpha(1-\beta)}{(1+\beta)(2+\beta)(3+\beta)} + \frac{\gamma(1+\delta)}{(1-\delta)(2-\delta)(3-\delta)} \quad (3.52)$$

$$\lambda_4 = \frac{\alpha(1-\beta)(2-\beta)}{(1+\beta)(2+\beta)(3+\beta)(4+\beta)} + \frac{\gamma(1+\delta)(2+\delta)}{(1-\delta)(2-\delta)(3-\delta)(4-\delta)} \quad (3.53)$$

A distribuição Kappa de quatro parâmetros (ξ , α , k , h) pode ser definida pelas Eqs. 3.54 a 3.56:

$$f(x) = \alpha^{-1} \{1 - k(x - \xi)/\alpha\}^{1/k-1} \{F(x)\}^{1-h} \quad (3.54)$$

$$F(x) = [1 - h \{1 - k(x - \xi)/\alpha\}^{1/k}]^{1/h} \quad (3.55)$$

$$x(F) = \xi + \frac{\alpha}{k} \left\{ 1 - \left(\frac{1 - F^h}{h} \right)^k \right\} \quad (3.56)$$

Onde:

- ξ : parâmetro de locação;
- α : parâmetro de escala.

Os momentos- L desta distribuição são definidos, se $h \geq 0$ e $k > -1$, ou se $h < 0$ e $-1 < k < -1/h$, da seguinte forma:

$$\lambda_1 = \xi + \alpha(1 - g_1)/k \quad (3.57)$$

$$\lambda_2 = \alpha(g_1 - g_2)/k \quad (3.58)$$

$$\tau_3 = (-g_1 + 3g_2 - 2g_3)/(g_1 - g_2) \quad (3.59)$$

$$\tau_4 = (-g_1 + 6g_2 - 10g_3 + 5g_4)/(g_1 - g_2) \quad (3.60)$$

Onde:

$$g_r = \begin{cases} \frac{r \Gamma(1+k) \Gamma(r/h)}{h^{1+k} \Gamma(1+k+r/h)}, & h > 0 \\ \frac{r \Gamma(1+k) \Gamma(-k-r/h)}{(-h)^{1+k} \Gamma(1-r/h)}, & h < 0 \end{cases} \quad (3.61)$$

3.4 Análise dos Componentes Principais

Análise dos componentes principais é uma forma de identificar padrões nos dados, ao destacar suas similaridades e diferenças. Nesta dissertação, a análise dos componentes principais foi usada para identificar estações meteorológicas cujos dados apresentam similaridades.

Para utilização do método é preciso organizar os dados de todas as estações em forma de matriz:

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1j} & \dots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2j} & \dots & x_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{il} & x_{i2} & \dots & x_{ij} & \dots & x_{im} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nj} & \dots & x_{nm} \end{bmatrix}$$

Calcula-se a média aritmética (\bar{x}_i) e o desvio-padrão (S_i) dos vetores $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})$. Aplica-se a Eq. 3.62 para normalização dos dados:

$$Z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_i}{S_i} \quad (3.62)$$

Obtendo-se uma matriz de dados normalizados:

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1j} & \dots & z_{1m} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2j} & \dots & z_{2m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ z_{i1} & z_{i2} & \dots & z_{ij} & \dots & z_{im} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ z_{n1} & z_{n2} & \dots & z_{nj} & \dots & z_{nm} \end{bmatrix}$$

De posse da matriz de dados normalizados, calcula-se a matriz de correlações simples por meio da Eq. 3.63:

$$\mathbf{R} = \frac{1}{m} \mathbf{Z} \mathbf{Z}' \quad (3.63)$$

A obtenção de m novas variáveis, chamadas de componentes principais (CPs), é realizada efetuando-se transformações matemáticas na matriz \mathbf{R} . As variáveis m são combinações lineares dos dados originais e ortogonais entre si, cada uma explicando uma parcela da variância total. Sendo que o primeiro CP explica a maior variância, o segundo CP explica a próxima maior variância e assim por diante.

O primeiro componente principal pode ser expresso por:

$$g_{1j} = c_{11} z_{1j} + c_{12} z_{2j} + \dots + c_{1n} z_{nj}, \quad (j=1, 2, \dots, m) \quad (3.64)$$

$$\mathbf{G} = \begin{bmatrix} c_{11} z_{1j} & c_{12} z_{2j} & \dots & c_{1n} z_{nj} \\ c_{21} z_{1j} & c_{22} z_{2j} & \dots & c_{2n} z_{nj} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix}$$

Onde $\mathbf{c}_1 = (c_{11}, c_{12}, \dots, c_{1n})$ é o vetor de n coeficientes da combinação linear em questão, também chamados de carregamento e g_{1j} são os *scores* de cada componente principal.

As variâncias dos CPs são dadas pelos auto-valores λ_n de \mathbf{R} :

$$\begin{aligned} V(g_1) &= \lambda_1 \\ V(g_2) &= \lambda_2 \\ &\vdots \\ V(g_n) &= \lambda_n \end{aligned} \quad (3.65)$$

Onde λ_1 é o maior auto-valor de \mathbf{R} . Assim, a escolha dos componentes principais é dada de acordo com a variância que estes explicam, de forma a priorizar os componentes principais que explicam as maiores variâncias.

3.5 Método de Análise de Freqüência Regional

O método de análise de freqüência regional aplicado neste estudo é baseado nas proposições de Hosking e Wallis (1997). Segundo estes autores, a análise de freqüência regional pode ser conduzida da seguinte forma:

- Teste de homogeneidade regional;
- Seleção da distribuição de freqüência;
- Estimativa da distribuição.

3.5.1 Teste de Homogeneidade Regional

Há dois métodos de medição de similaridade nos padrões das rajadas medidas por grupos de estações. O primeiro método calcula se há uma ou mais estações que discordam de forma grosseira das demais estações do grupo. O segundo método calcula uma medida de heterogeneidade, que pode ser usada como critério para identificar se uma determinada estação apresenta suficiente similaridade para ser considerada como pertencente a uma determinada região.

3.5.1.1 Medida de Discordância

Para o cálculo da medida de discordância se supõe que há N estações em um grupo e que $\mathbf{u}_i = [t^{(i)} \ t_3^{(i)} \ t_4^{(i)}]^T$ seja um vetor que contém os valores de t , t_3 e t_4 (momentos- L amostrais) de cada estação i . Então calcula-se a média de \mathbf{u} para cada região:

$$\bar{\mathbf{u}} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{u}_i \quad (3.66)$$

Define-se a matriz de soma dos quadrados e produtos cruzados:

$$\mathbf{A} = \sum_{i=1}^N (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})(\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})^T \quad (3.67)$$

A medida de discordância para cada estação i é definida como:

$$D_i = \frac{1}{3} N (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}})^T \mathbf{A}^{-1} (\mathbf{u}_i - \bar{\mathbf{u}}) \quad (3.68)$$

O critério inicialmente sugerido por Hosking e Wallis (1993) para definir se uma estação discorda das demais de sua região é $D_i \geq 3$. Mas em regiões com 10 estações ou menos, Hosking e Wallis (1997) propõem o seguinte critério:

$$D_i \leq \frac{(N-1)}{3} \quad (3.69)$$

3.5.2 Medida de Heterogeneidade

Para o cálculo da medida de heterogeneidade, supôs-se que a região proposta tem N estações, sendo que a série de dados da estação i tem n_i observações e momentos- L amostrais $t^{(i)}$, $t_3^{(i)}$ e $t_4^{(i)}$. Denotou-se por t^R , t_3^R e t_4^R as médias regionais de L -CV, L -skewness e L -kurtosis, ponderadas pelo tamanho da série de dados das estações:

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (3.70)$$

Calculou-se o desvio-padrão ponderado dos L -CVs amostrais de cada estação,

$$V = \left(\frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right)^{1/2} \quad (3.71)$$

Ajustou-se uma distribuição kappa aos momentos- L regionais t^R , t_3^R e t_4^R . Simulou-se um grande número de realizações N_{sim} de uma região com N estações, cada uma com a distribuição kappa ajustada como sendo sua distribuição de frequências. Para cada região simulada, calculou-se V e determinou-se a média (μ_V) e o desvio-padrão (σ_V) dos N_{sim} valores de V .

Calculou-se a medida de heterogeneidade

$$H = \frac{(V - \mu_V)}{\sigma_V} \quad (3.72)$$

Determinou-se se as regiões são homogêneas utilizando os seguintes critérios (HOSKING e WALLIS, 1997):

- Se $H < 1$, a região é “aceitavelmente homogênea”;
- Se $1 \leq H < 2$, a região é “possivelmente heterogênea”;
- Se $H \geq 2$, a região é “definitivamente heterogênea”.

3.5.3 Seleção da Distribuição de Frequência

A seleção da distribuição de frequência numa análise regional é focada na precisão dos quantis estimados, ao contrário da análise não-regional em que a aderência da distribuição aos dados é utilizada como principal critério.

Para selecionar a distribuição de frequência visando a análise regional supôs-se que a região tem N estações i , cujas séries de dados têm extensão n_i e momentos- L estimados $t^{(i)}$, $t_3^{(i)}$ e $t_4^{(i)}$. Denota-se por t^R , t_3^R e t_4^R as médias regionais de L -CV, L -skewness e L -kurtosis, ponderadas pela extensão da série de dados das estações.

Ajusta-se cada distribuição aos seus momentos- L regionais (l , t^R e t_3^R). Denotou-se por τ_4^{DIST} a L -kurtosis da distribuição ajustada, onde DIST é a abreviatura de uma distribuição, por

exemplo GUM (Gumbel) e GEV (Generalized Extreme Value).

Ajustou-se uma distribuição kappa de quatro parâmetros às taxas médias regionais do momentos- L t^R , t_3^R e t_4^R .

Foram simuladas um elevado número, N_{sim} , de realizações de uma região com N locais, cada qual com distribuição kappa como sua frequência regional. As regiões simuladas são homogêneas e não apresentam correlações cruzadas ou em série. As estações simuladas tem a mesma extensão de série que suas correspondentes reais. Para cada região m , calculou-se a média regional do L -skewness $t_3^{[m]}$, do L -kurtosis $t_4^{[m]}$ e o bias de t_4^R ,

$$B_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R) \quad (3.73)$$

o desvio-padrão de t_4^R foi calculado como

$$\sigma_4 = [(N_{sim} - 1)^{-1} \{ \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R)^2 - N_{sim} B_4^2 \}]^{1/2} \quad (3.74)$$

e, para cada distribuição, a medida de aderência do ajuste foi calculada como

$$Z^{DIST} = \frac{(\tau_4^{DIST} - t_4^R + B_4)}{\sigma_4} \quad (3.75)$$

O critério usado para definir se a distribuição testada apresentou um ajuste adequado foi adotar os resultados em que $|Z^{DIST}| \leq 1,64$ (HOSKING e WALLIS, 1997).

3.5.4 Estimativa da Distribuição

Nesta seção são apresentados os métodos de estimativas da distribuição.

3.5.4.1 Algoritmo dos Momentos- L Regionais

Para a estimativa dos momentos- L regionais utiliza-se a proposta de Hosking e Wallis (1997). Desta forma, supôs-se que o *index flood* é a média da distribuição de frequência em cada estação e que esta é estimada em cada estação i pela média amostral dos dados.

Supôs-se que a região tem N estações i , cujas séries de dados têm extensão n_i , média amostral $l_1^{(i)}$, e momentos- L estimados $t^{(i)}$, $t_3^{(i)}$ e $t_4^{(i)}$. Denotou-se por t^R , t_3^R e t_4^R as médias regionais de L -CV, L -skewness e L -kurtosis, ponderadas pela extensão da série de dados das estações:

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}, \quad (3.76)$$

$$t_r^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t_r^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}, \quad r = 3, 4, \dots \quad (3.77)$$

Determina-se a média regional como sendo $l_1^R = 1$.

Ajusta-se a distribuição calculando-se seus momentos- L λ_1 , τ , τ_3 , τ_4 e os momentos- L regionais l_1^R , t^R , t_3^R e t_4^R . Denotou-se por $\hat{q}(\cdot)$ a função quantil da distribuição de frequência regional ajustada.

Os quantis na estação i foram obtidos combinando-se as estimativas de μ_i e $q(\cdot)$. A estimativa do quantil com probabilidade de não-excedência F foi calculada como:

$$\hat{Q}_i(F) = l_1^{(i)} \hat{q}(F) . \quad (3.78)$$

3.5.4.2 Avaliação da Precisão dos Quantis

Para avaliar a acurácia dos quantis utilizou-se a metodologia proposta por Hosking e Wallis (1997). Assim, especificou-se N e para cada uma das N estações especificou-se a extensão de sua série n_i e os momentos- L de suas distribuições de frequência. De posse dos momentos- L , calculou-se os parâmetros da distribuição de frequência para cada estação. Então, efetuou-se o procedimento apresentado na Tabela 3.6.

Tabela 3.6 – Procedimento para simulação do algoritmo de momentos- L regionais

1. Gera-se dados amostrais para cada estação.
2. Aplica-se o algoritmo de momentos- L regionais nas amostras de dados regionais, por meio dos seguintes passos: 2.1 Calcula-se os momentos- L para cada estação e os momentos- L regionais; 2.2 Ajusta-se a distribuição escolhida; 2.3 Calcula-se as estimativas das funções distribuição e acumulada de probabilidades, bem como os quantis de cada estação.
3. Calcula-se o erro relativo das funções distribuição e acumulada de probabilidades, bem como dos quantis de cada estação. Para o cálculo das medidas totais de acurácia acumulou-se a soma dos erros relativos.

Finalmente, calcula-se medidas totais de precisão dos quantis e das funções distribuição e acumulada de probabilidades regionais estimados.

4 Análise dos Dados por Estação

Este capítulo apresenta os resultados obtidos pela análise dos dados de estações localizadas em regiões geográficas distintas no Paraná. Esta análise foi conduzida com o uso de estatísticas descritivas e do ajuste de distribuições de probabilidade às rajadas máximas anuais destas estações.

4.1 Estatística Descritiva

Neste sub-capítulo são apresentadas estatísticas que descrevem as características das rajadas de vento em cinco estações meteorológicas (Figura 4.1) representativas de áreas homogêneas (cuja seleção é detalhada no próximo capítulo). Estas estatísticas compreendem magnitudes, direções e composições das rajadas máximas anuais; magnitudes e histogramas das rajadas máximas mensais; e magnitudes, quantis e autocorrelações das rajadas máximas diárias.

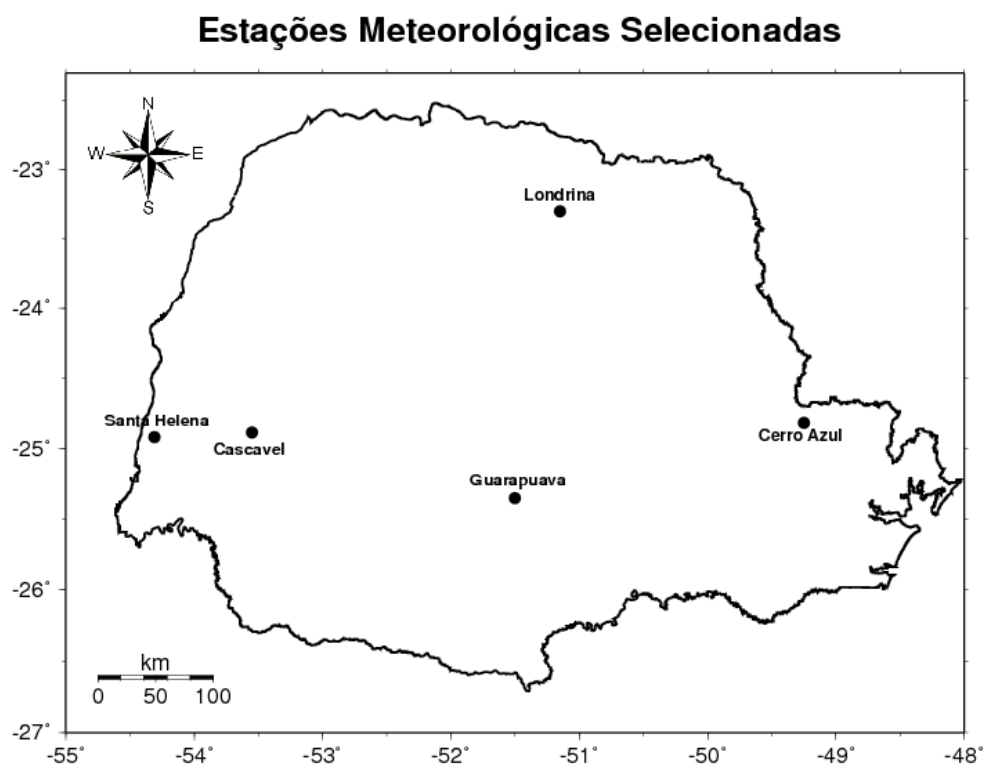


Figura 4.1 – Estações meteorológicas selecionadas para a estatística descritiva

O primeiro resultado estatístico relevante das características das rajadas medidas nas estações selecionadas é apresentado na Tabela 4.1. Seu conteúdo apresenta as médias das

rajadas máximas anuais e o máximo das rajadas máximas anuais para as cinco estações ilustradas na Figura 4.1.

Tabela 4.1 – Médias e máximos das rajadas máximas anuais em estações localizadas em regiões geográficas distintas

Estação	Média das Rajadas Máximas Anuais - $V_{\text{máx} - \text{anual}}$ (m s^{-1})	Máximo das Rajadas Máximas Anuais - $V_{\text{máx} - \text{anual}}$ (m s^{-1})
Cerro Azul	13,9	18,0
Guarapuava	19,9	23,9
Cascavel	22,9	26,1
Santa Helena	20,8	25,2
Londrina	20,3	29,6

Em busca do comportamento padrão das velocidades do vento em situações de rajada extrema (rajadas cujas velocidades superaram 99% dos registros), foram produzidas composições que compreendem um período entre 5 horas antes da rajada extrema e 5 horas após este registro. Ao analisar o conjunto de composições das rajadas máximas de vento em todas as regiões definidas neste estudo percebe-se que, em geral, o pico de rajada (em geral, de 20 a 25 m.s^{-1}) é precedido e sucedido por baixas velocidades de rajada de vento (em torno de 10 m.s^{-1}). Entretanto, há estações em que isto não ocorre na totalidade dos eventos extremos, seja por diferenças nas condições geográficas ou nos sistemas meteorológicos atuantes.

4.1.1 Caso 1 – Cerro Azul

A estação de Cerro Azul, localizada a 366 m acima do nível do mar, foi selecionada para a estatística descritiva dos ventos próximos ao litoral. A Tabela 4.2 apresenta as magnitudes das rajadas máximas anuais. A Figura 4.2 apresenta um conjunto de gráficos representativo das características das rajadas máximas anuais e mensais em Cerro Azul.

Ao analisar o gráfico do ciclo anual de rajadas máximas mensais em Cerro Azul, percebe-se a sazonalidade das máximas mensais. Enquanto o quantil 0,99 nos meses de janeiro a março é de 17,5 m s^{-1} e de outubro a dezembro é de 18,4 m s^{-1} , o quantil 0,99 nos meses de abril a junho é de 13,7 m s^{-1} e de julho a setembro é de 14,0 m s^{-1} (Tabela 4.3).

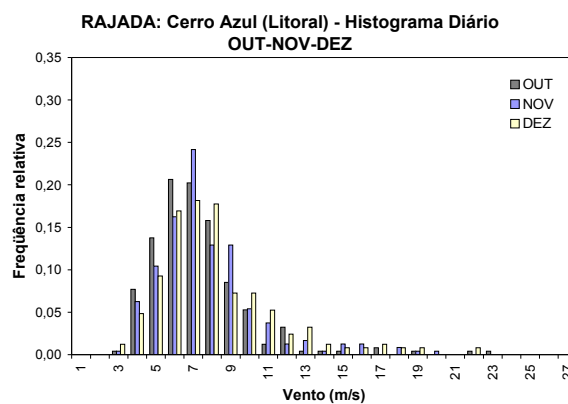
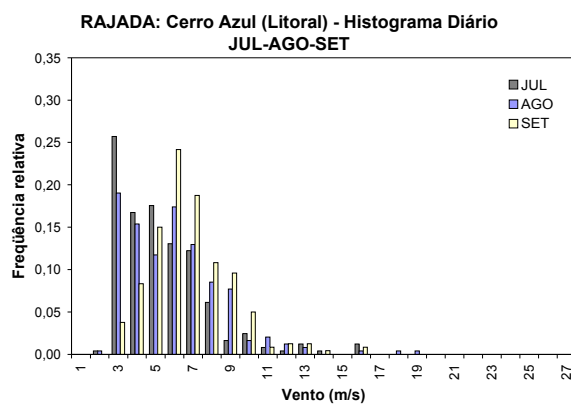
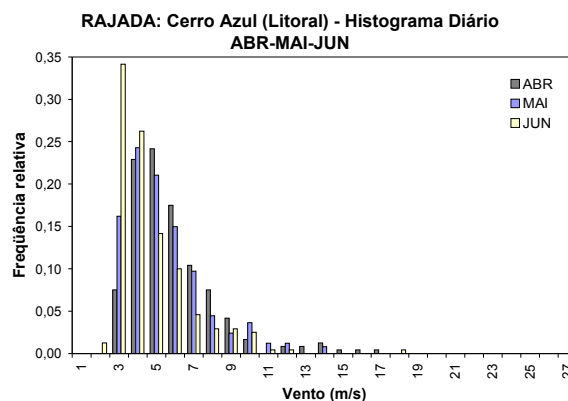
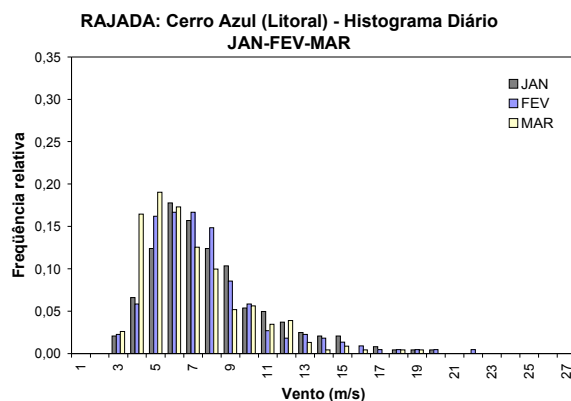
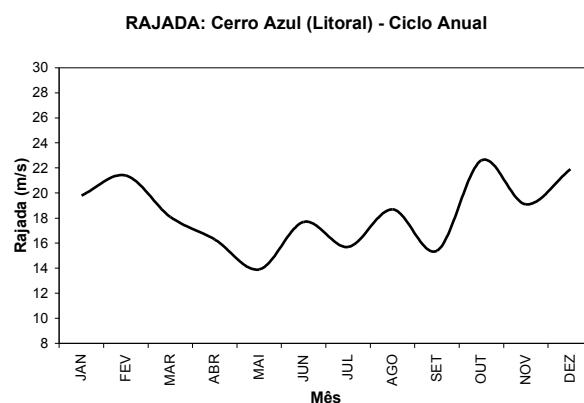
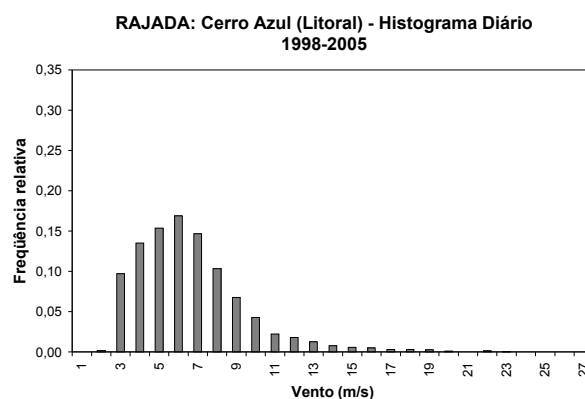
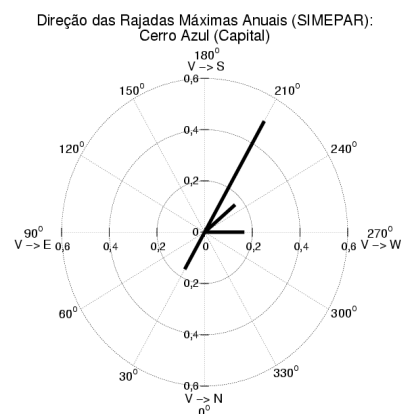
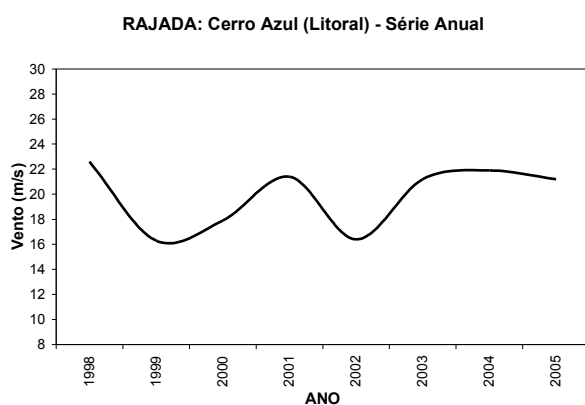


Figura 4.2 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Cerro Azul

Esta sazonalidade também é perceptível nos histogramas diários da Figura 4.2. A massa de probabilidades das rajadas máximas diárias nos períodos de abril a junho e de julho a setembro é mais concentrada em baixas magnitudes de vento. Entretanto, nos períodos de janeiro a março e de outubro a dezembro percebe-se um aumento nas probabilidades de ventos de alta magnitude.

Tabela 4.2 – Atributos das velocidades máximas anuais em Cerro Azul

Média da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	13,9
Maior valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	18,0
Menor valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	10,7

Tabela 4.3 – Atributos das velocidades máximas diárias em Cerro Azul

	Toda série	Jan-Fev-Mar	Abr-Mai-Jun	Jul-Ago-Set	Out-Nov-Dez
Média da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	6,2	7,0	4,9	5,6	7,3
Mediana da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	5,7	6,3	4,3	5,3	6,7
Máximo da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	22,6	21,4	17,7	18,7	22,6
Quantil 0,95	11,6	13,0	9,2	9,9	12,5
Quantil 0,99	16,4	17,5	13,7	14,0	18,4

A composição das rajadas máximas anuais em Cerro Azul, ilustrada na Figura 4.3, apresenta o comportamento das rajadas de vento horas antes e horas depois dos picos máximos anuais. Em Cerro Azul percebe-se que o pico de rajada é precedido por velocidades relativamente baixas, com exceção da hora anterior ao pico em que a velocidade se aproxima ao pico de rajada. Após o pico de rajada as velocidades decrescem para valores relativamente baixos.

Composição das Rajadas Máximas Anuais - Cerro Azul

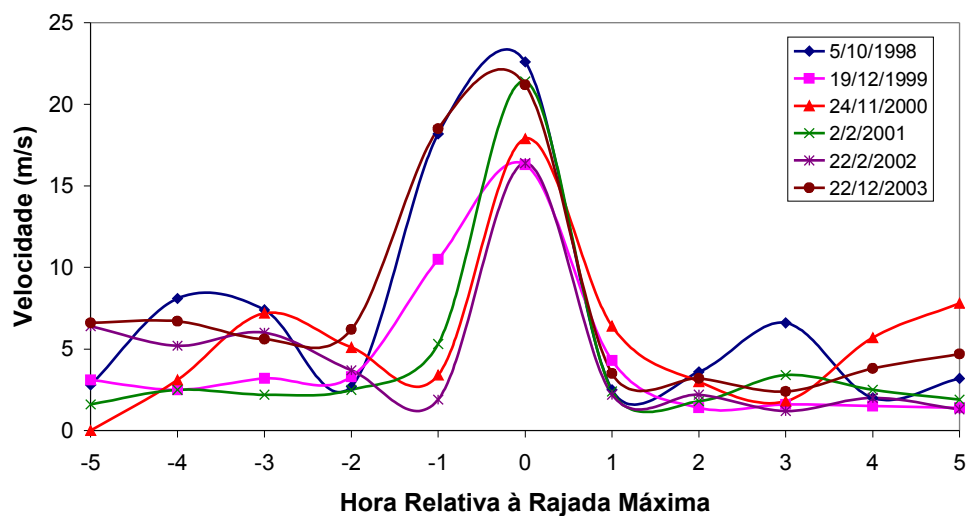


Figura 4.3 – Composição das rajadas máximas anuais em Cerro Azul

A autocorrelação das rajadas máximas diárias em Cerro Azul, apresentada na Figura 4.4, mostra que os máximos diários têm baixa dependência entre dias consecutivos, uma vez que as autocorrelações LAG-1 a LAG-5 encontram-se entre 0,5 e 0,2.

Autocorrelação da Velocidade Máxima Diária - Cerro Azul

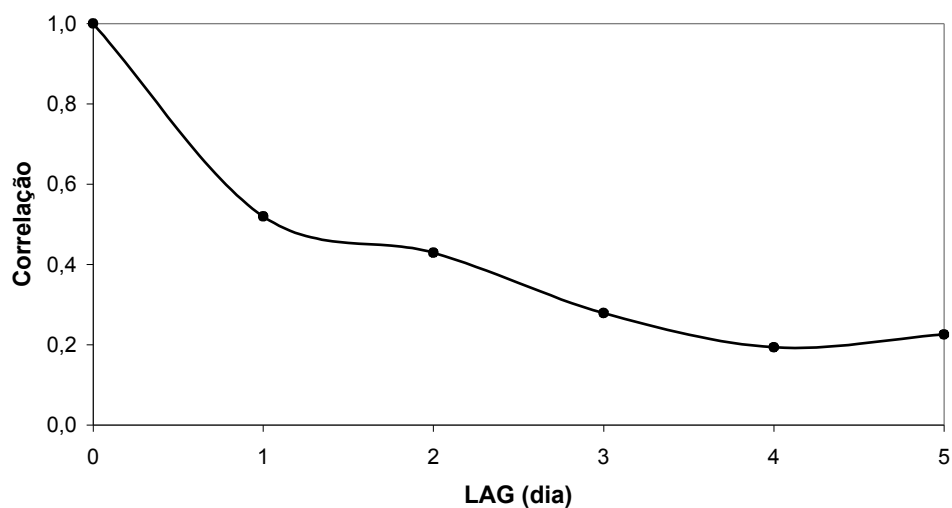


Figura 4.4 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Cerro Azul

4.1.2 Caso 2 – Guarapuava

A estação de Guarapuava, localizada a 1070 m acima do nível do mar, foi selecionada para a estatística descritiva dos ventos na área central do Paraná. A Tabela 4.4 apresenta as magnitudes das rajadas máximas anuais. A Figura 4.5 apresenta um conjunto de gráficos representativo das características das rajadas máximas anuais e mensais em Guarapuava.

Ao analisar o gráfico do ciclo anual de rajadas máximas mensais em Guarapuava, percebe-se a sazonalidade das máximas mensais. Enquanto o quantil 0,99 nos meses de julho a setembro é de $16,8 \text{ m s}^{-1}$ e de outubro a dezembro é de $17,3 \text{ m s}^{-1}$, o quantil 0,99 nos meses de abril a junho é de $14,3 \text{ m s}^{-1}$ e de janeiro a março é de $14,7 \text{ m s}^{-1}$ (Tabela 4.5).

Esta sazonalidade também é perceptível nos histogramas diários da Figura 4.5. A massa de probabilidades das rajadas máximas diárias nos períodos de janeiro a março e de abril a junho é mais concentrada em baixas magnitudes de vento. Entretanto, nos períodos de julho a setembro e de outubro a dezembro percebe-se um aumento nas probabilidades de ventos de alta magnitude.

Tabela 4.4 – Atributos das velocidades máximas anuais em Guarapuava

Média da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	19,9
Maior valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	23,9
Menor valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	17,3

Tabela 4.5 – Atributos das velocidades máximas diárias em Guarapuava

	Toda série	Jan-Fev-Mar	Abr-Mai-Jun	Jul-Ago-Set	Out-Nov-Dez
Média da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	9,1	8,9	8,3	9,3	9,9
Mediana da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	8,8	8,6	8,1	9,1	9,6
Máximo da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	23,8	23,8	17,4	19,9	22,8
Quantil 0,95	13,7	12,7	12,6	14,2	14,2
Quantil 0,99	16,7	14,7	14,3	16,8	17,3

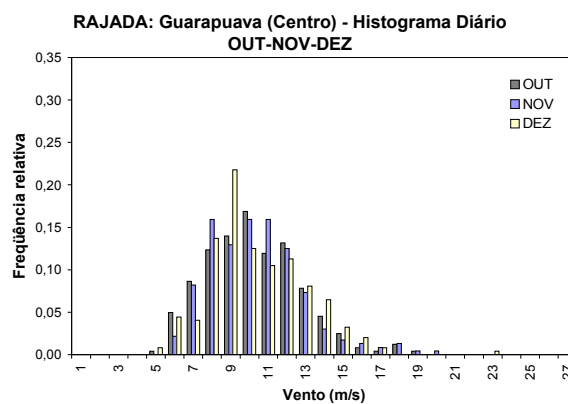
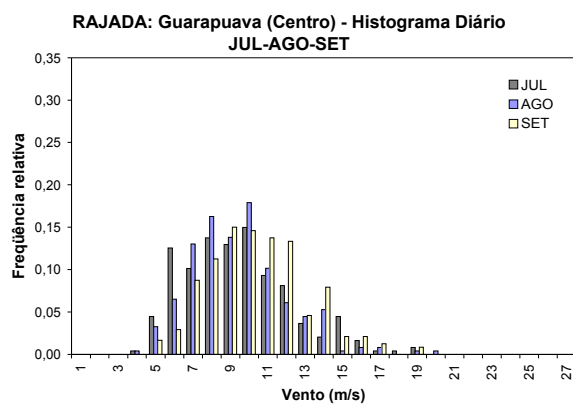
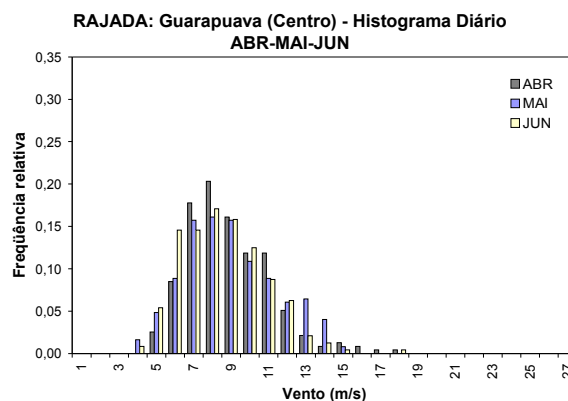
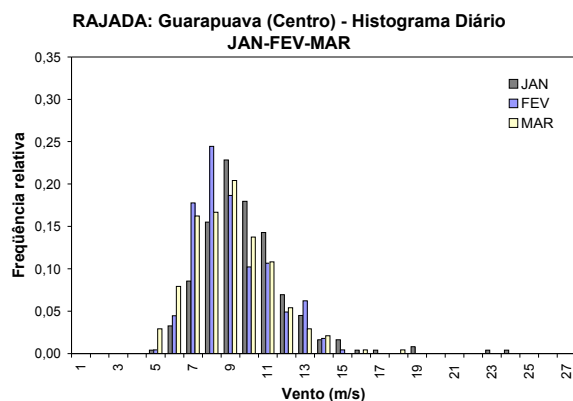
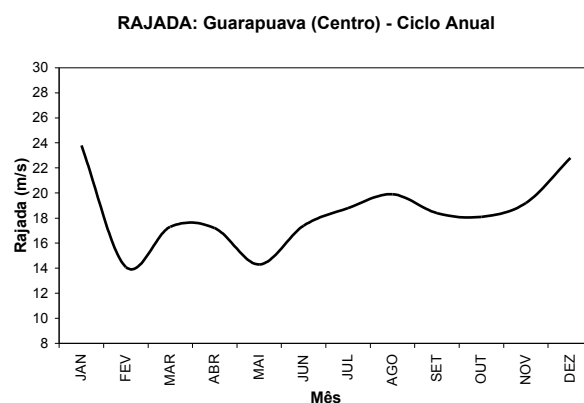
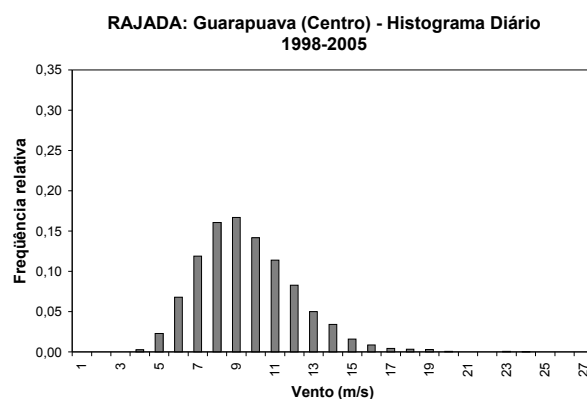
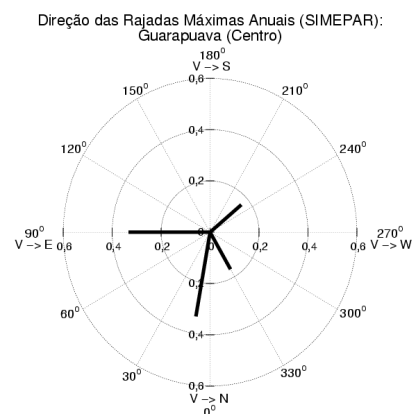
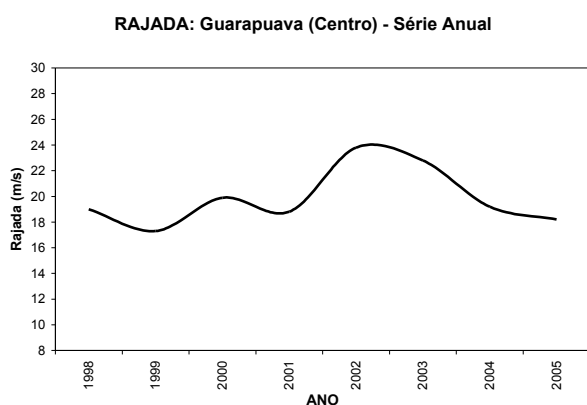


Figura 4.5 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Guarapuava

A composição das rajadas máximas anuais em Guarapuava, ilustrada nas Figuras 4.6 e 4.7, apresenta o comportamento das rajadas de vento horas antes e horas depois dos picos máximos anuais. Em Guarapuava os dois dos maiores picos de rajada são precedidos por altas velocidades de vento, que se mantêm após a ocorrência do pico. Já os demais picos são precedidos e sucedidos por velocidades relativamente baixas. Isto pode indicar a atuação de dois sistemas meteorológicos distintos na geração de rajadas extremas de vento em Guarapuava.

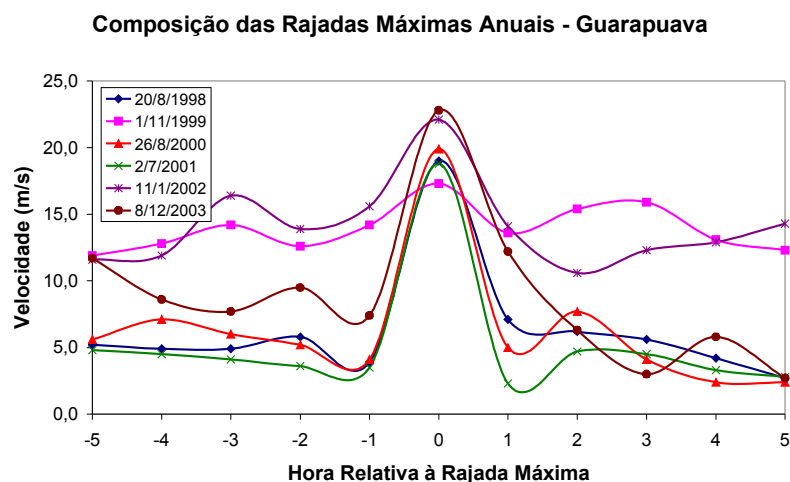


Figura 4.6 – Composição das rajadas máximas anuais em Guarapuava

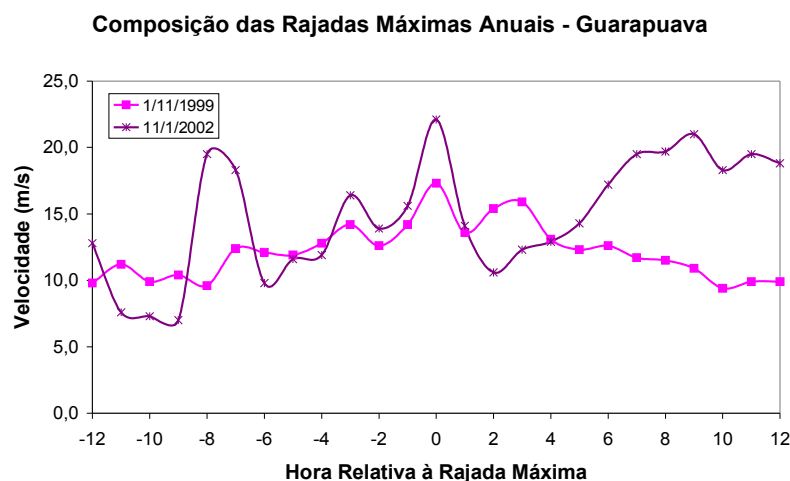


Figura 4.7 – Composição dos casos de rajadas máximas anuais em que os picos são precedidos e sucedidos por elevadas velocidades de rajada

A autocorrelação das rajadas máximas diárias em Guarapuava, apresentada na Figura 4.8, mostra que os máximos diários têm baixa dependência entre dias consecutivos, uma vez que as autocorrelações LAG-1 a LAG-5 encontram-se abaixo de 0,3.

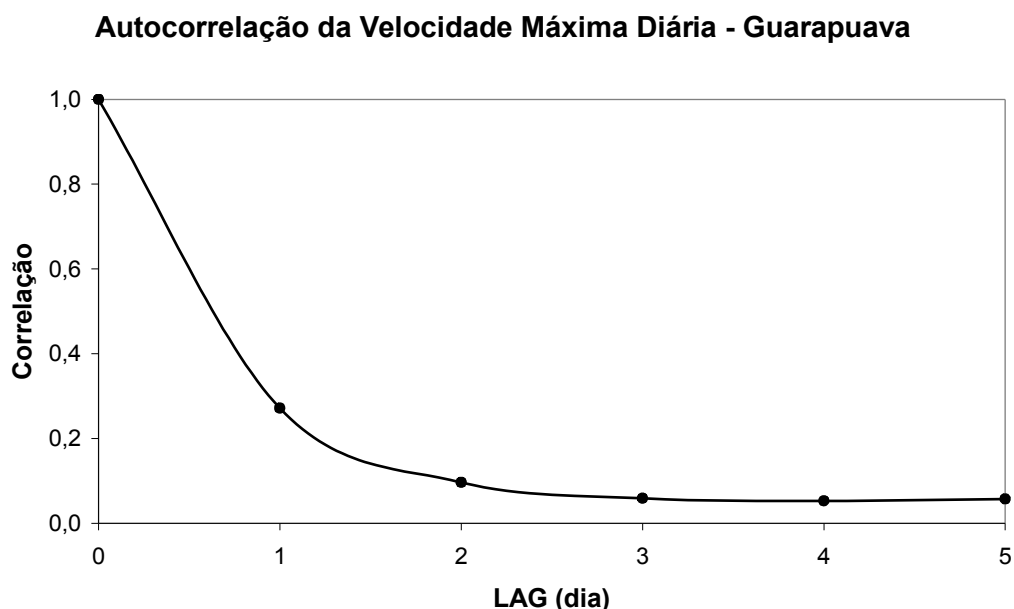


Figura 4.8 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Guarapuava

4.1.3 Caso 3 – Londrina

A estação de Londrina, localizada a 585 m acima do nível do mar, foi selecionada para a estatística descritiva dos ventos no norte do Paraná. A Tabela 4.6 apresenta as magnitudes das rajadas máximas anuais. A Figura 4.9 apresenta um conjunto de gráficos representativo das características das rajadas máximas anuais e mensais em Londrina.

Ao analisar o gráfico do ciclo anual de rajadas máximas mensais em Londrina, percebe-se a sazonalidade das máximas mensais. Enquanto o quantil 0,99 nos meses de outubro a dezembro é de $16,6 \text{ m s}^{-1}$ e de janeiro a março é de $16,7 \text{ m s}^{-1}$, o quantil 0,99 nos meses de abril a junho é de $12,3 \text{ m s}^{-1}$ e de julho a setembro é de $14,0 \text{ m s}^{-1}$ (Tabela 4.7).

Esta sazonalidade também é perceptível nos histogramas diários da Figura 4.9. A massa de probabilidades das rajadas máximas diárias nos períodos de abril a junho e de julho a setembro é mais concentrada em baixas magnitudes de vento. Entretanto, nos períodos de janeiro a março e de outubro a dezembro percebe-se um aumento nas probabilidades de ventos de alta magnitude.

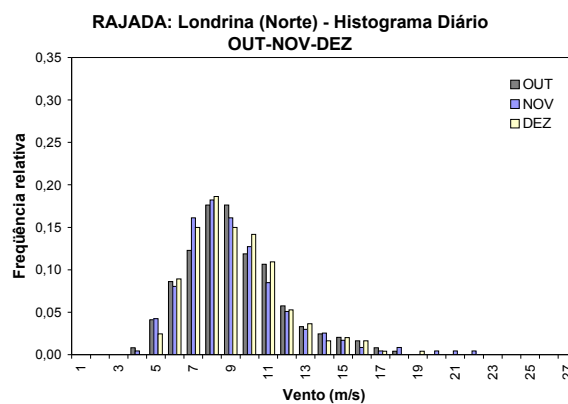
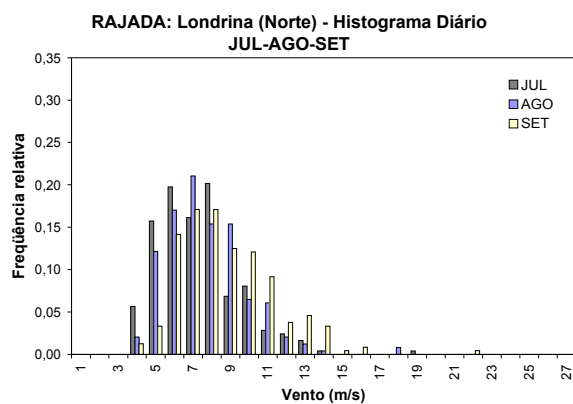
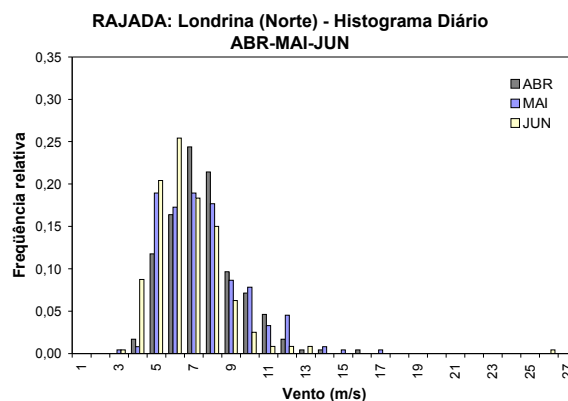
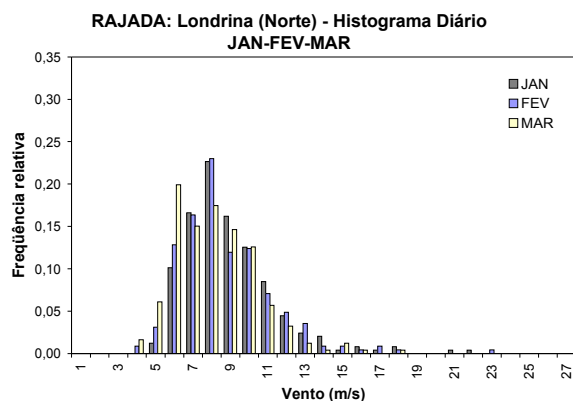
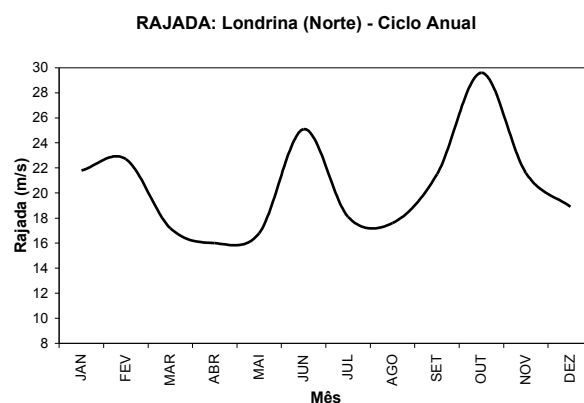
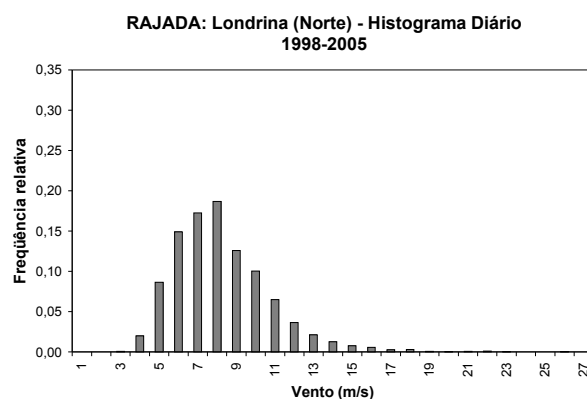
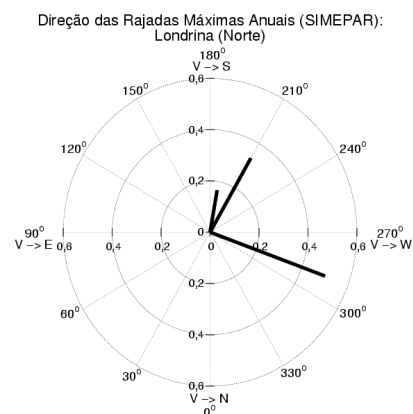
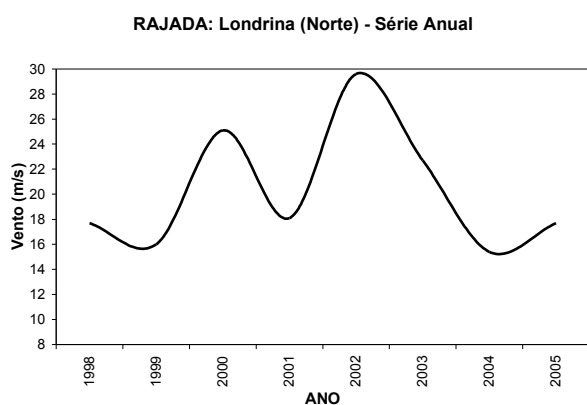


Figura 4.9 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Londrina

Tabela 4.6 – Atributos das velocidades máximas anuais em Londrina

Média da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	20,3
Maior valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	29,6
Menor valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	15,4

Tabela 4.7 – Atributos das velocidades máximas diárias em Londrina

	Toda série	Jan-Fev-Mar	Abr-Mai-Jun	Jul-Ago-Set	Out-Nov-Dez
Média da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	7,8	8,2	6,7	7,5	8,8
Mediana da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	7,4	7,8	6,5	7,2	8,3
Máximo da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	29,6	22,7	25,1	21,5	29,6
Quantil 0,95	12,2	12,3	10,3	11,9	14,0
Quantil 0,99	16,0	16,6	12,3	14,0	16,7

A composição das rajadas máximas anuais em Londrina, ilustrada na Figura 4.10, apresenta o comportamento das rajadas de vento horas antes e horas depois dos picos máximos anuais. Em Londrina percebe-se que o pico de rajada é precedido e sucedido por velocidades relativamente baixas.

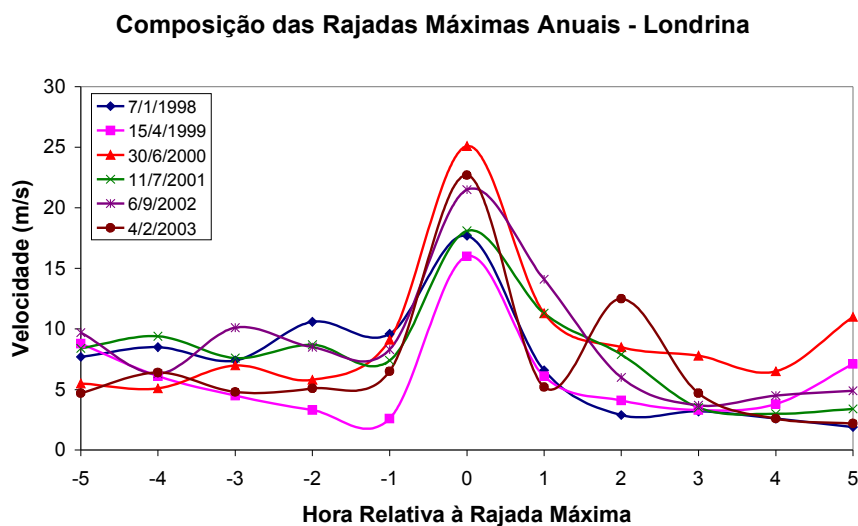


Figura 4.10 – Composição das rajadas máximas anuais em Londrina

A autocorrelação das rajadas máximas diárias em Londrina, apresentada na Figura 4.11, mostra que os máximos diários têm baixa dependência entre dias consecutivos, uma vez que as autocorrelações LAG-1 a LAG-5 encontram-se abaixo de 0,3.

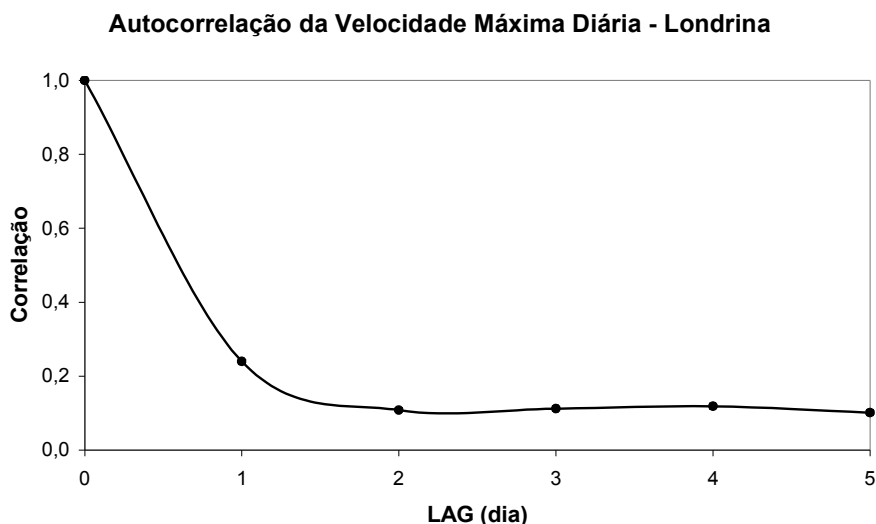


Figura 4.11 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Londrina

4.1.4 Caso 4 – Cascavel

A estação de Cascavel, localizada a 719 m acima do nível do mar, foi selecionada para a estatística descritiva dos ventos no meio-oeste do Paraná. A Tabela 4.8 apresenta as magnitudes das rajadas máximas anuais. A Figura 4.12 apresenta um conjunto de gráficos representativo das características das rajadas máximas anuais e mensais em Cascavel.

Ao analisar o gráfico do ciclo anual de rajadas máximas mensais em Cascavel, percebe-se a sazonalidade das máximas mensais. Enquanto o quantil 0,99 nos meses de outubro a dezembro é de 21,7 m.s⁻¹, o quantil 0,99 nos meses de janeiro a março é de 16,7 m s⁻¹, de abril a junho é de 17,1 m.s⁻¹ e de julho a setembro é de 17,4 m s⁻¹ (Tabela 4.9).

Esta sazonalidade também é perceptível nos histogramas diários da Figura 4.12. A massa de probabilidades das rajadas máximas diárias nos períodos janeiro a março, de abril a junho e de julho a setembro é mais concentrada em baixas magnitudes de vento. Entretanto, no período de outubro a dezembro percebe-se um aumento nas probabilidades de ventos de alta magnitude (acima de 20 m.s⁻¹).

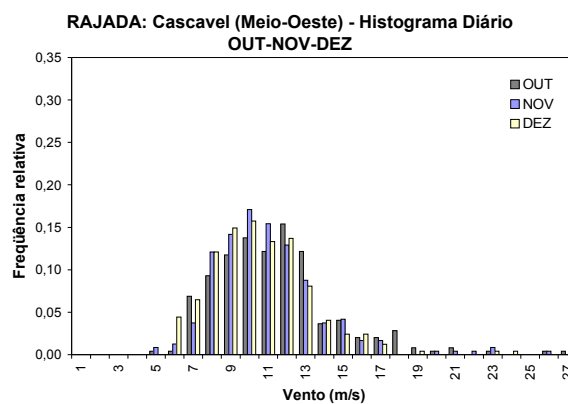
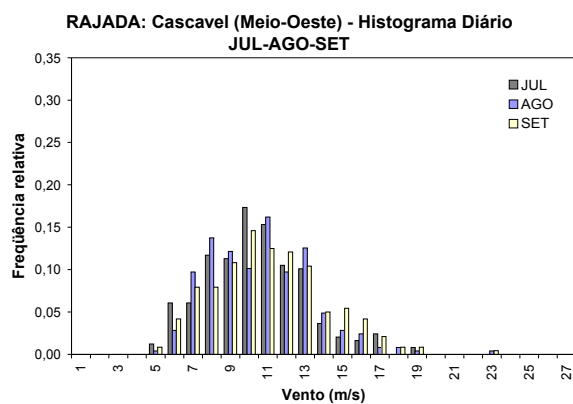
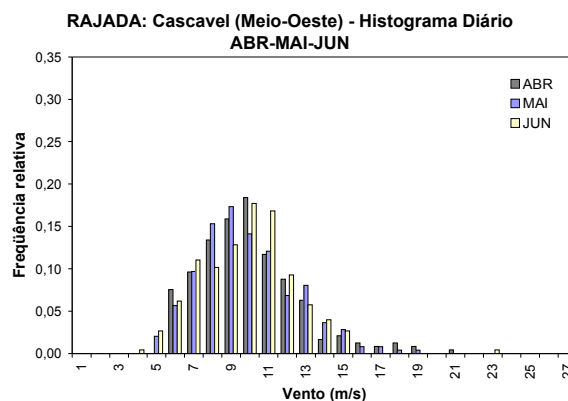
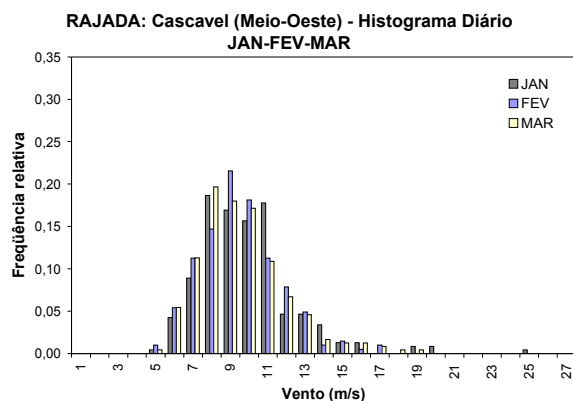
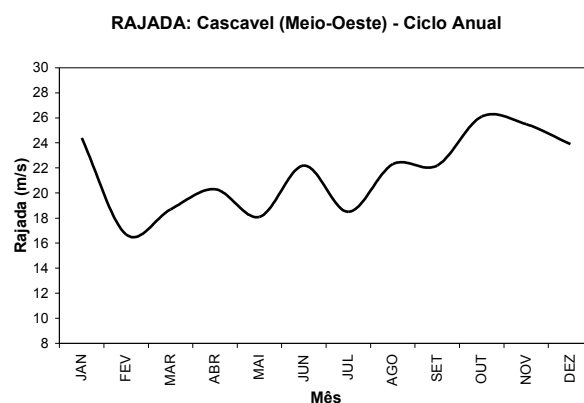
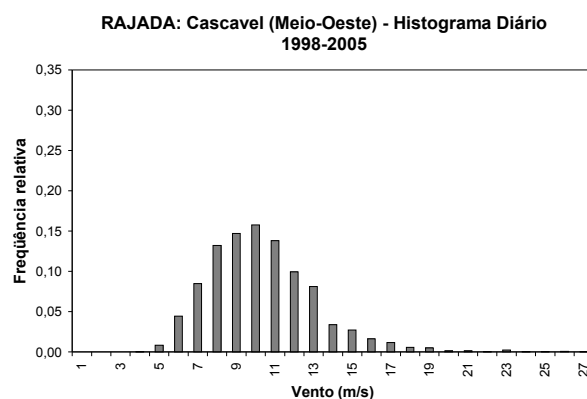
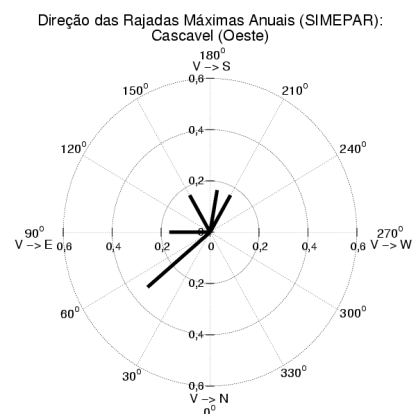
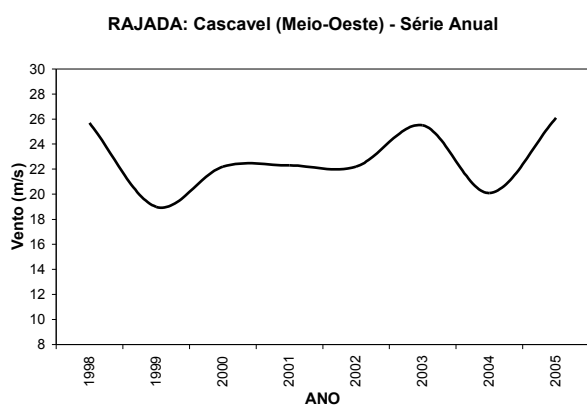


Figura 4.12 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Cascavel

Tabela 4.8 – Atributos das velocidades máximas anuais em Cascavel

Média da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	22,9
Maior valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	26,1
Menor valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	19,0

Tabela 4.9 – Atributos das velocidades máximas diárias em Cascavel

	Toda série	Jan-Fev-Mar	Abr-Mai-Jun	Jul-Ago-Set	Out-Nov-Dez
Média da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	9,9	9,2	9,4	10,2	10,5
Mediana da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	9,6	8,9	9,2	10,1	10,2
Máximo da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	26,1	24,4	22,2	22,3	26,1
Quantil 0,95	14,9	13,2	14,0	15,2	15,6
Quantil 0,99	18,1	16,7	17,1	17,4	21,7

A composição das rajadas máximas anuais em Cascavel, ilustrada nas Figuras 4.13 e 4.14, apresenta o comportamento das rajadas de vento horas antes e horas depois dos picos máximos anuais. Em Cascavel os maiores picos de rajada são precedidos por velocidades de vento relativamente baixas. Já a sucessão dos picos se dá com um decréscimo gradativo das velocidades de vento. Na Figura 4.14 é possível observar que nos dois casos de rajadas máximas anuais (11/10/1998 e 17/11/2003) em que os picos de rajadas foram sucedidos pelas maiores velocidades de vento, a velocidade da rajada máxima horária permanece relativamente alta até a segunda hora após o pico. A partir da terceira hora pós-pico as velocidades das rajadas máximas horárias em Cascavel retornam à normalidade.

Composição das Rajadas Máximas Anuais - Cascavel

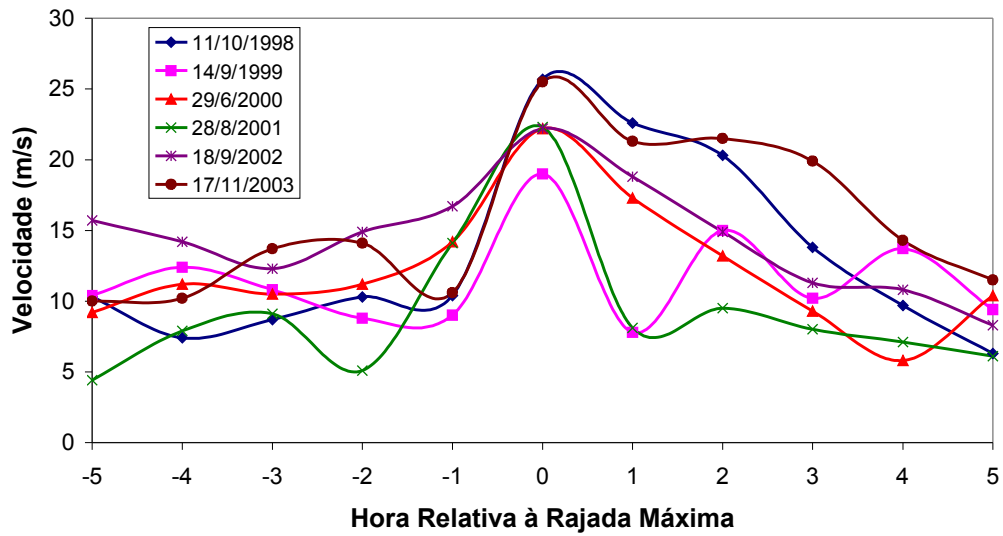


Figura 4.13 – Composição das rajadas máximas anuais em Cascavel

Composição das Rajadas Máximas Anuais - Cascavel

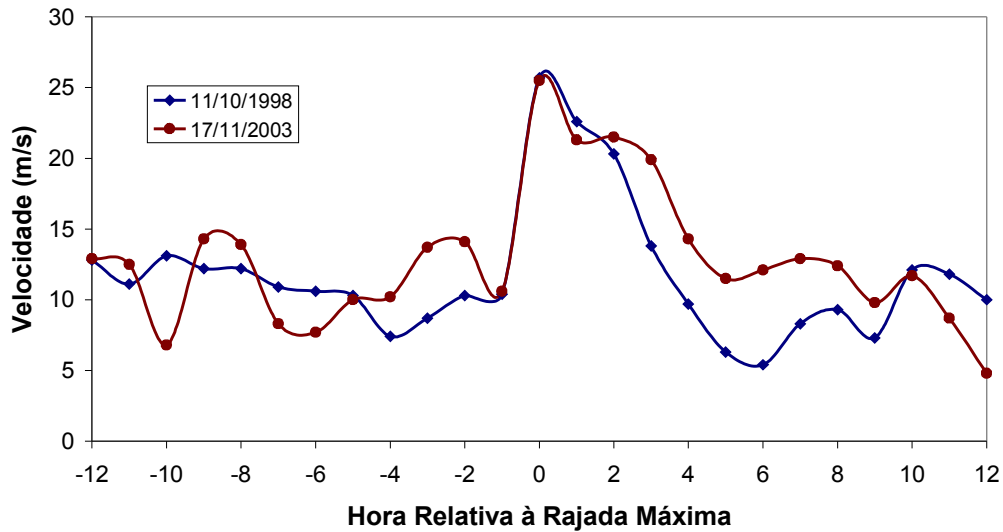


Figura 4.14 – Detalhamento das composições de rajadas máximas anuais com comportamento distinto às demais em Cascavel

A autocorrelação das rajadas máximas diárias em Cascavel, apresentada na Figura 4.15, mostra que os máximos diários têm baixa dependência entre dias consecutivos, uma vez

que as autocorrelações LAG-1 a LAG-5 encontram-se abaixo de 0,4.

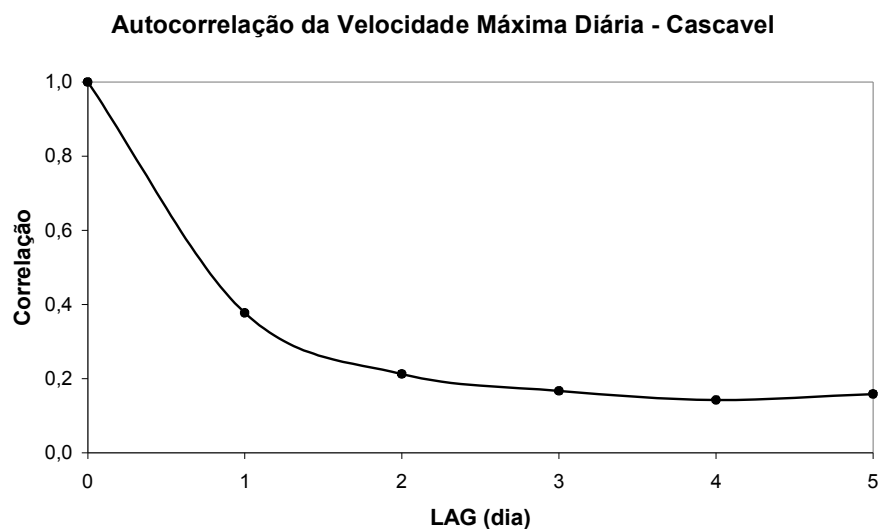


Figura 4.15 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Cascavel

4.1.5 Caso 5 – Santa Helena

A estação de Santa Helena, localizada a 271 m acima do nível do mar, foi selecionada para a estatística descritiva dos ventos no oeste do Paraná. A Tabela 4.10 apresenta as magnitudes das rajadas máximas anuais. A Figura 4.16 apresenta um conjunto de gráficos representativo das características das rajadas máximas anuais e mensais em Santa Helena.

Ao analisar o gráfico do ciclo anual de rajadas máximas mensais em Santa Helena, percebe-se a sazonalidade das máximas mensais. Enquanto o quantil 0,99 nos meses de janeiro a março é de $17,1 \text{ m.s}^{-1}$ outubro a dezembro é de $19,3 \text{ m.s}^{-1}$ e de , o quantil 0,99 nos meses de abril a junho é de $15,2 \text{ m s}^{-1}$, de julho a setembro é de $14,8 \text{ m s}^{-1}$ (Tabela 4.11).

Esta sazonalidade também é perceptível nos histogramas diários da Figura 4.16. A massa de probabilidades das rajadas máximas diárias nos períodos de abril a junho e de julho a setembro é mais concentrada em baixas magnitudes de vento. Entretanto, no período de janeiro a março e, especialmente, de outubro a dezembro percebe-se um aumento nas probabilidades de ventos de alta magnitude.

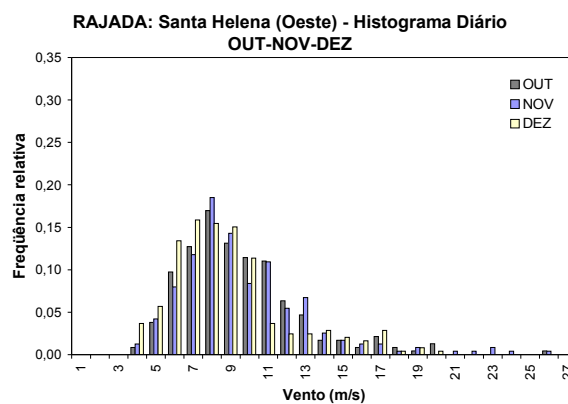
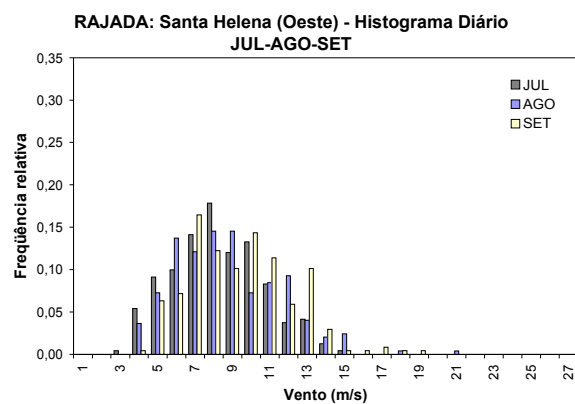
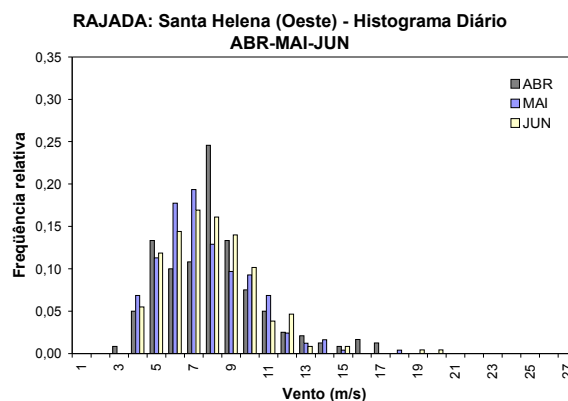
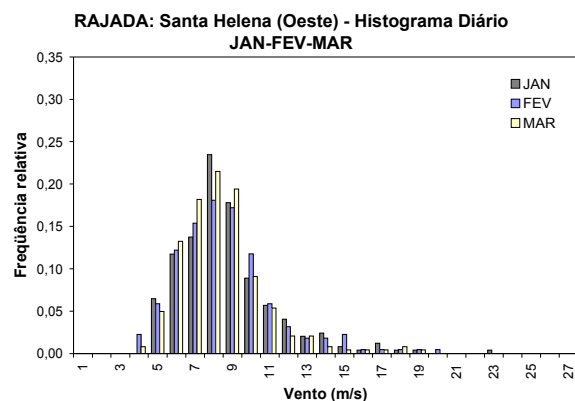
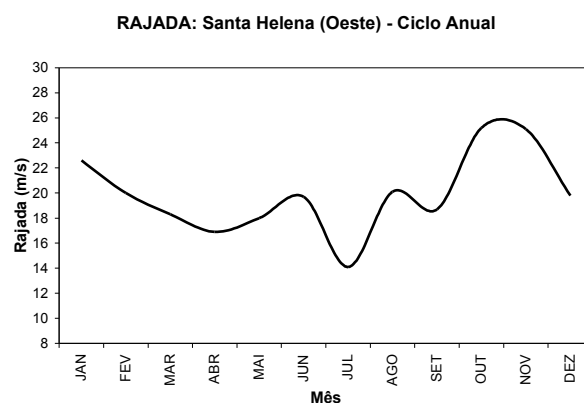
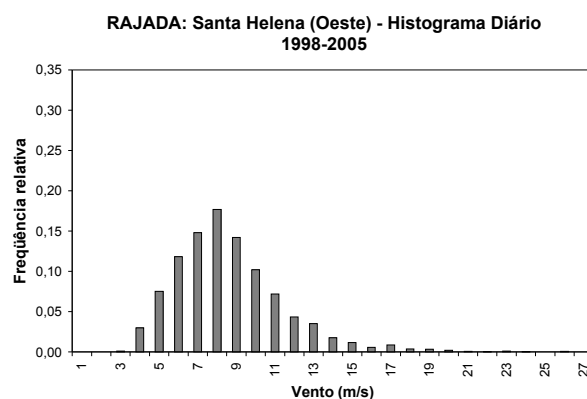
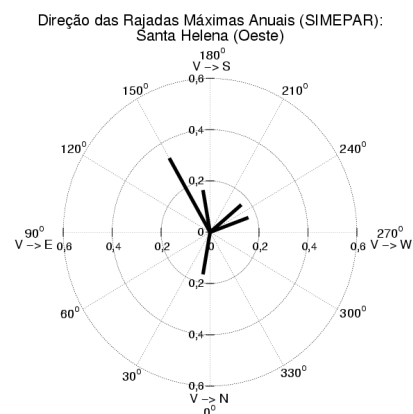
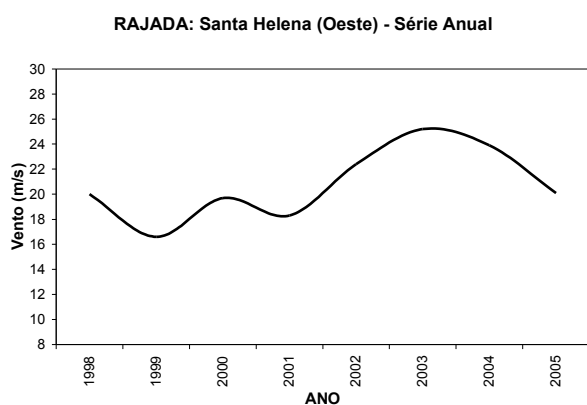


Figura 4.16 – Características das rajadas máximas anuais e mensais em Santa Helena

Tabela 4.10 – Atributos das velocidades máximas anuais em Santa Helena

Média da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	20,8
Maior valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	25,2
Menor valor da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$ (m s^{-1})	16,6

Tabela 4.11 – Atributos das velocidades máximas diárias em Santa Helena

Atributo	Toda série	Jan-Fev-Mar	Abr-Mai-Jun	Jul-Ago-Set	Out-Nov-Dez
Média da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	8,2	8,1	7,4	8,3	8,9
Mediana da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	7,7	7,7	7,1	8,0	8,2
Máximo da $V_{\text{máx}} - \text{diária}$ (m s^{-1})	25,2	22,6	19,7	20,1	25,2
Quantil 0,95	13,4	13,1	12,0	12,7	15,8
Quantil 0,99	17,4	17,1	15,2	14,8	19,3

A composição das rajadas máximas anuais em Santa Helena, ilustrada na Figura 4.17, apresenta o comportamento das rajadas de vento horas antes e horas depois dos picos máximos anuais. Em Santa Helena os maiores picos de rajada são precedidos por velocidades de vento relativamente baixas. Na sucessão dos picos de rajada, há casos em que esta se dá com um decréscimo gradativo das velocidades de vento e outros em que a velocidade do vento decresce bruscamente após o pico.

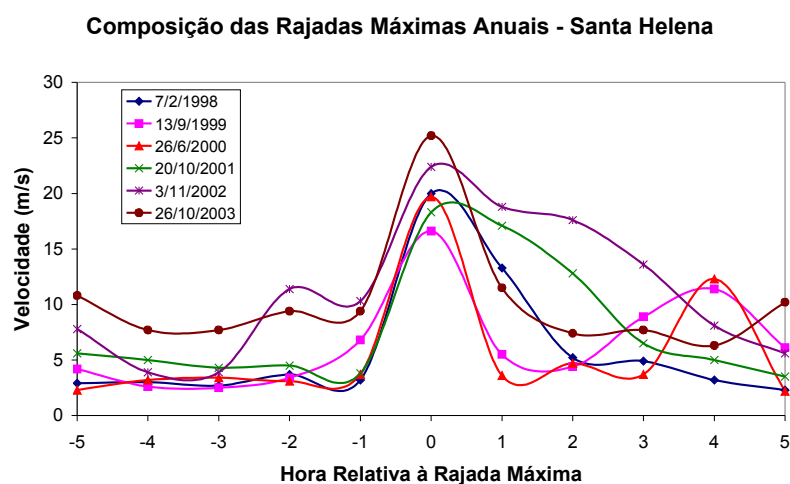


Figura 4.17 – Composição das rajadas máximas anuais em Santa Helena

A autocorrelação das rajadas máximas diárias em Santa Helena, apresentada na Figura 4.18, mostra que os máximos diários têm baixa dependência entre dias consecutivos, uma vez que as autocorrelações LAG-1 a LAG-5 encontram-se abaixo de 0,4.

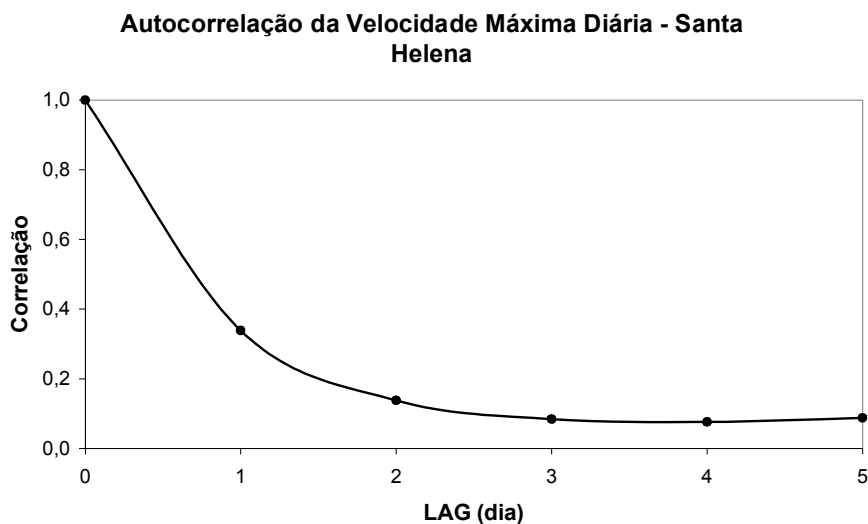


Figura 4.18 – Autocorrelação da rajada máxima diária para Santa Helena

4.2 Análise de Extremos

A análise de extremos foi realizada utilizando todas as distribuições de extremos descritas na seção 3.3. Entretanto, os resultados apresentados na presente seção correspondem aos ajustes das distribuições Gumbel (2 parâmetros), GEV (3 parâmetros) e Wakeby (5 parâmetros). Esta seleção foi escolhida por apresentar comportamentos de distribuições em ordem crescente de complexidade e, por conseguinte, ordem crescente de incerteza em seus ajustes (especialmente ao considerar que a série de rajadas usada neste estudo é de apenas 8 anos). Além disso, as distribuições Gumbel e GEV são comumente usadas em análises de extremos, haja vista a norma brasileira de projetos de linhas aéreas de transmissão de energia elétrica (ABNT, 1985).

As estações selecionadas para apresentação nesta seção são as mesmas da seção anterior (Cerro Azul, Guarapuava, Londrina, Cascavel e Santa Helena). Isto porque o propósito desta seção é suportar o diagnóstico da necessidade de análise regional, ou não, da frequência de ventos extremos no Paraná.

4.2.1 Gumbel

O ajuste da distribuição de Gumbel aos dados das cinco estações selecionadas enfatizou as diferenças nas características dos dados. Na Figura 4.19 percebe-se diferença significativa na curtose da distribuição ajustada para estações como Londrina e Cascavel (cuja distância entre elas é de 390 km aproximadamente).

Na Figura 4.20, que ilustra as funções distribuição acumulada de Gumbel ajustadas para as cinco estações são perceptíveis diferenças em todo o intervalo de probabilidades (0 a 1). Além disso, as diferenças mais significativas encontram-se na estimativa dos quantis extremos, foco deste estudo. Um exemplo desta ocorrência é verificado ao comparar os quantis estimados com probabilidade de não-excedência de 0,98, em Guarapuava e Londrina. Enquanto na primeira estação o quantil obtido foi de aproximadamente 31 m.s^{-1} , na segunda o quantil estimado foi próximo a 39 m.s^{-1} .

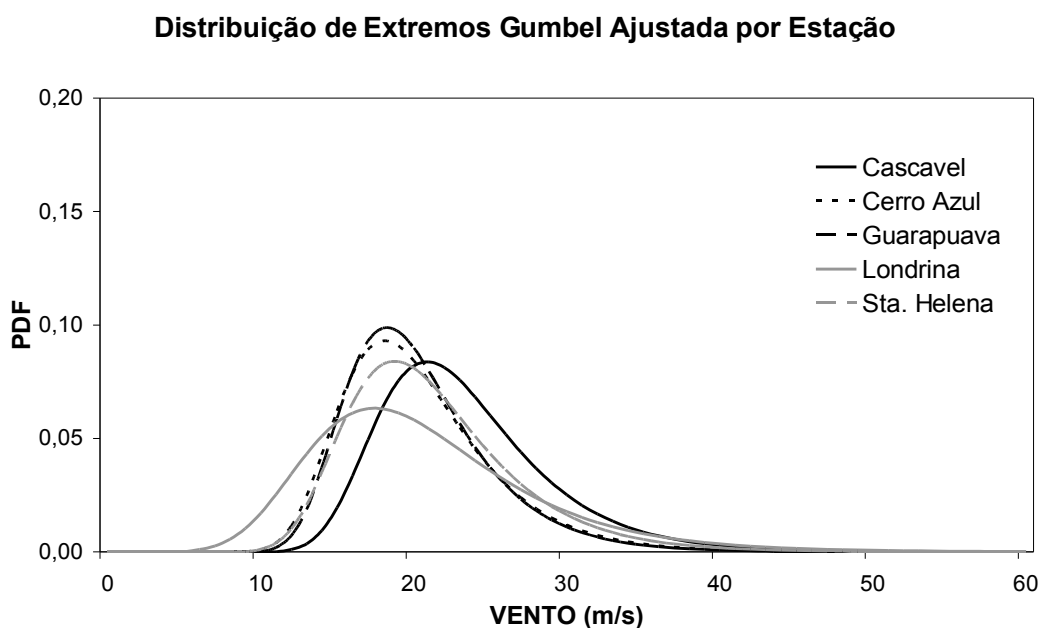


Figura 4.19 – Função distribuição de probabilidade de Gumbel ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena

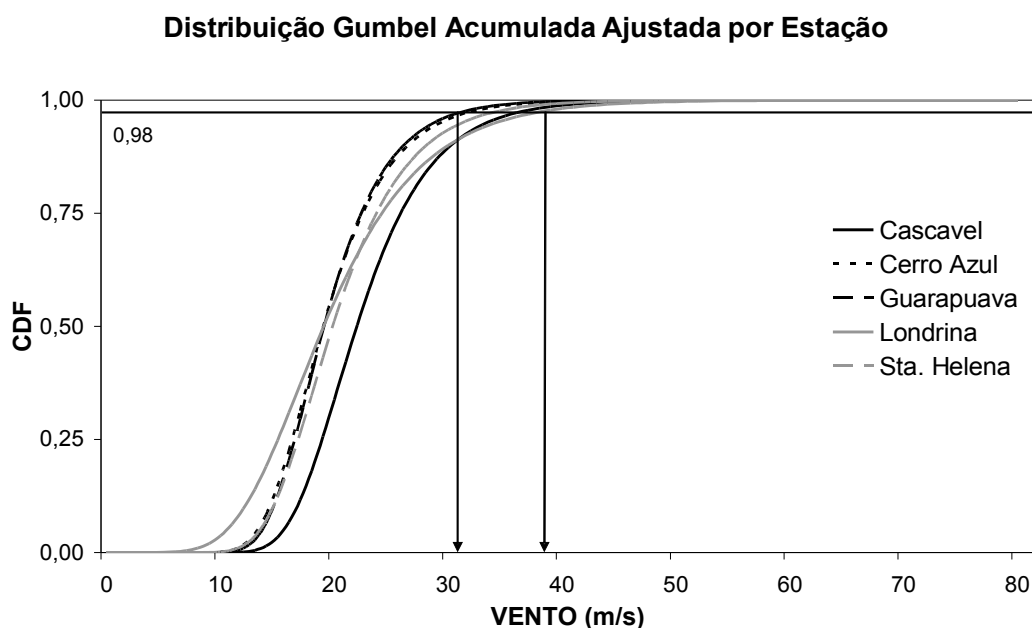


Figura 4.20 – Função distribuição acumulada de Gumbel ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena

4.2.1 GEV

O ajuste da distribuição GEV aos dados das cinco estações selecionadas produziu quantis ainda mais distintos a que os produzidos pela distribuição de Gumbel. Na Figura 4.21 percebe-se que as caudas da direita das funções GEV ajustadas aos máximos anuais das estações selecionadas não apresentam o mesmo comportamento. O que indica a existência de uma diferença significativa nas características dos ventos extremos entre estas estações.

Na Figura 4.22, que ilustra as funções distribuição acumulada GEV ajustadas para as cinco estações são perceptíveis diferenças em todo o intervalo de probabilidades (0 a 1). Além disso, as estimativas dos quantis para uma probabilidade de não-excedência de 0,98 apresentaram diferenças da ordem de 14 m.s^{-1} entre o menor (27 m.s^{-1} em Cerro Azul) e o maior (41 m.s^{-1} em Londrina) quantil estimado.

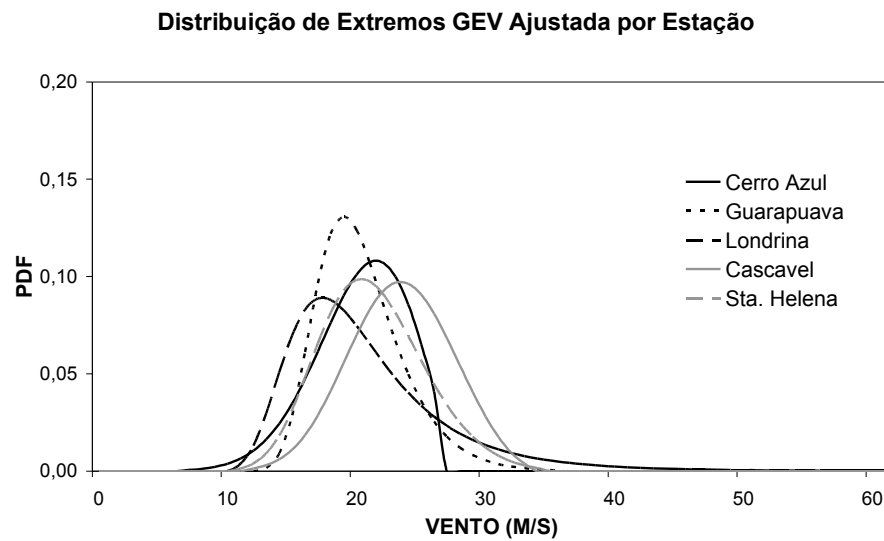


Figura 4.21 – Função distribuição de probabilidade GEV ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena

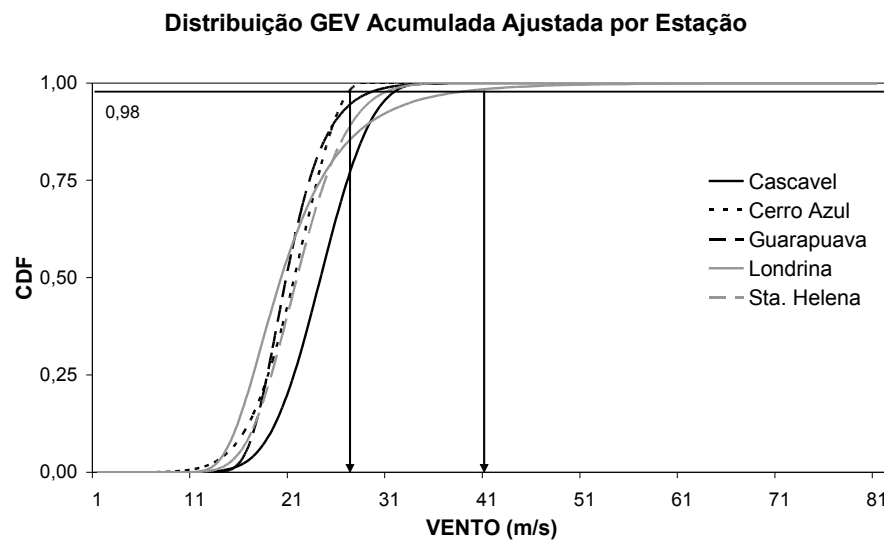


Figura 4.22 – Função distribuição acumulada GEV ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena

4.2.2 Wakeby

O ajuste da distribuição de Wakeby não-regionalizada aos dados das cinco estações selecionadas enfatizou ainda mais as diferenças nas características dos dados. Na Figura 4.23 percebe-se diferenças significativas em diversos momentos das distribuições, como média e desvio-padrão.

Na Figura 4.24, que ilustra as funções distribuição acumulada de Wakeby ajustadas para as cinco estações são perceptíveis diferenças em todo o intervalo de probabilidades (0 a 1). Nos quantis estimados com probabilidade de não-excedência de 0,98, obteve-se 27 m.s⁻¹ em Cerro Azul e 43 m.s⁻¹ em Londrina. A Tabela 4.12 apresenta os quantis obtidos com o ajuste não regionalizado da distribuição de Wakeby para diversas probabilidades de não-excedência.

Ao analisar comparativamente os resultados obtidos com o ajuste da distribuição de Wakeby e os resultados obtidos com as distribuições de Gumbel e GEV, percebe-se que a medida em que a complexidade da distribuição aumenta (2, 3 e 5 parâmetros), as diferenças verificadas (1) nas estimativas dos quantis e (2) nas características das funções de distribuição de probabilidade tornam-se maiores.

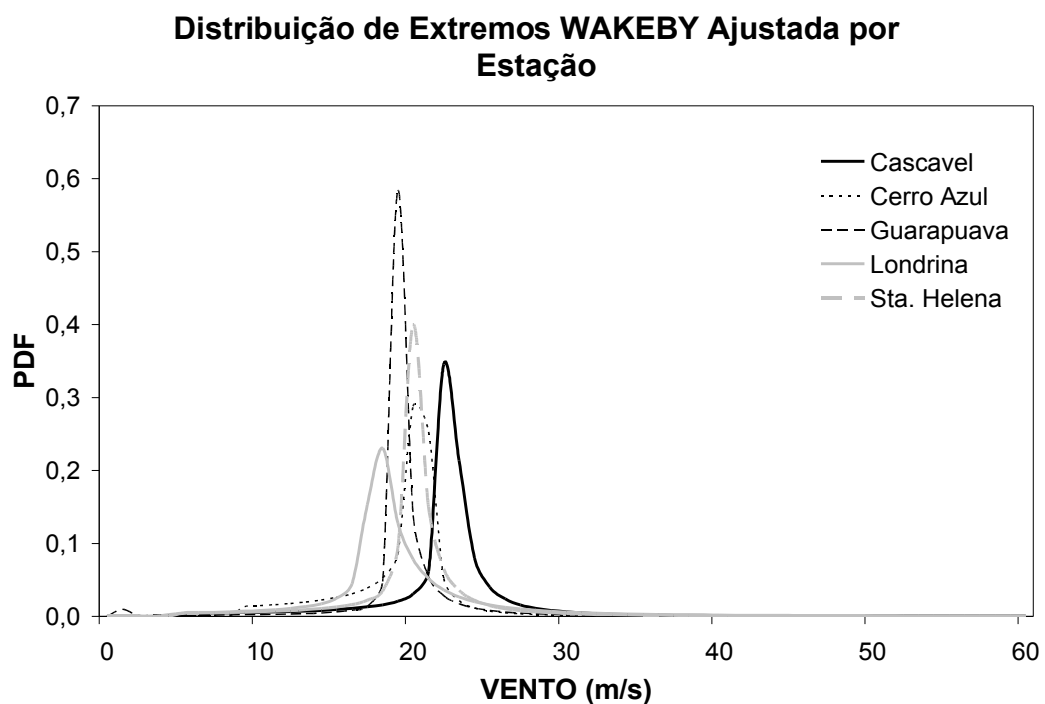


Figura 4.23 – Função distribuição de probabilidade Wakeby ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena

Distribuição Wakeby Acumulada Ajustada por Estação

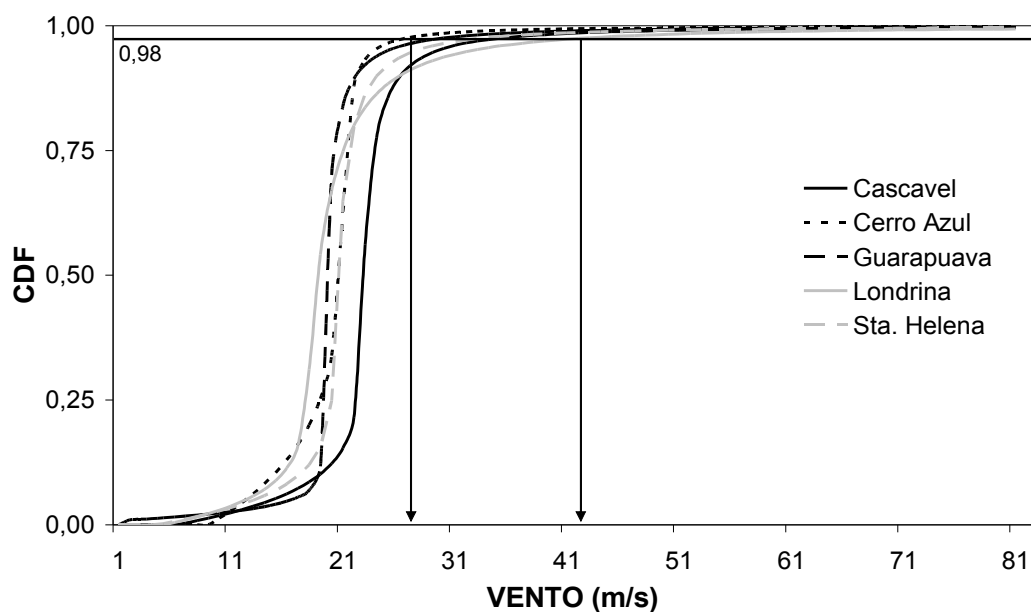


Figura 4.24 – Função distribuição acumulada Wakeby ajustada aos máximos anuais das estações: Cascavel, Cerro Azul, Guarapuava, Londrina e Sta. Helena

Tabela 4.12 – Quantis estimados pela distribuição não regionalizada de Wakeby

Estação	Quantis obtidos com a distribuição Wakeby não regionalizada					
	0,90	0,95	0,98	0,99	0,999	0,9999
Cascavel	25,1	28,4	36,5	47,7	180,0	956,5
Cerro Azul	21,3	22,8	26,9	33,2	123,2	802,2
Guarapuava	21,2	24,0	31,1	41,3	169,4	986,9
Londrina	25,1	31,4	45,6	63,5	232,5	974,8
Santa Helena	23,0	26,5	35,0	46,7	183,3	972,6

5 Resultados da Análise Multivariada

A análise multivariada foi conduzida devido a resultados obtidos no capítulo anterior, em que distinções nas características dos ventos extremos em diversas partes do Paraná foram diagnosticadas.

Para investigar esta suspeita foi realizada a análise de componentes principais para as 26 estações meteorológicas consideradas no estudo. Além de se efetuar o teste de homogeneidade regional para o diagnóstico de regiões distintas do ponto de vista de vendavais.

5.1 Análise de Componentes Principais

A identificação das regiões homogêneas foi fundamentada na homogeneidade climatológica, expressa através da série de ventos máximos mensais, ao invés de se usar a série de máximos anuais. A razão de se usar os máximos mensais é para permitir que o número de eventos fosse suficiente para a identificação de regiões homogêneas. Caso as séries de máximos anuais fossem superiores a 20 anos, então seria mais adequado recorrer a um método de agrupamento “*cluster*” (Hosking e Wallis, 1997) aplicado diretamente aos extremos anuais. Todavia, as séries disponíveis para o Paraná eram de 7 ou 8 anos, de forma que foi mais robusto estimar a regionalização a partir da consideração de que os máximos mensais representam os atributos estatísticos regionais.

A análise de componentes principais, cujo método está descrito na seção 3.4, foi conduzida utilizando-se as ferramentas de estatística do aplicativo *Matlab*[®]. As Figuras 5.1 a 5.3 ilustram o carregamento dos dados de entrada, o ambiente onde se executa os comandos e a visualização dos resultados no *Matlab*[®], respectivamente.

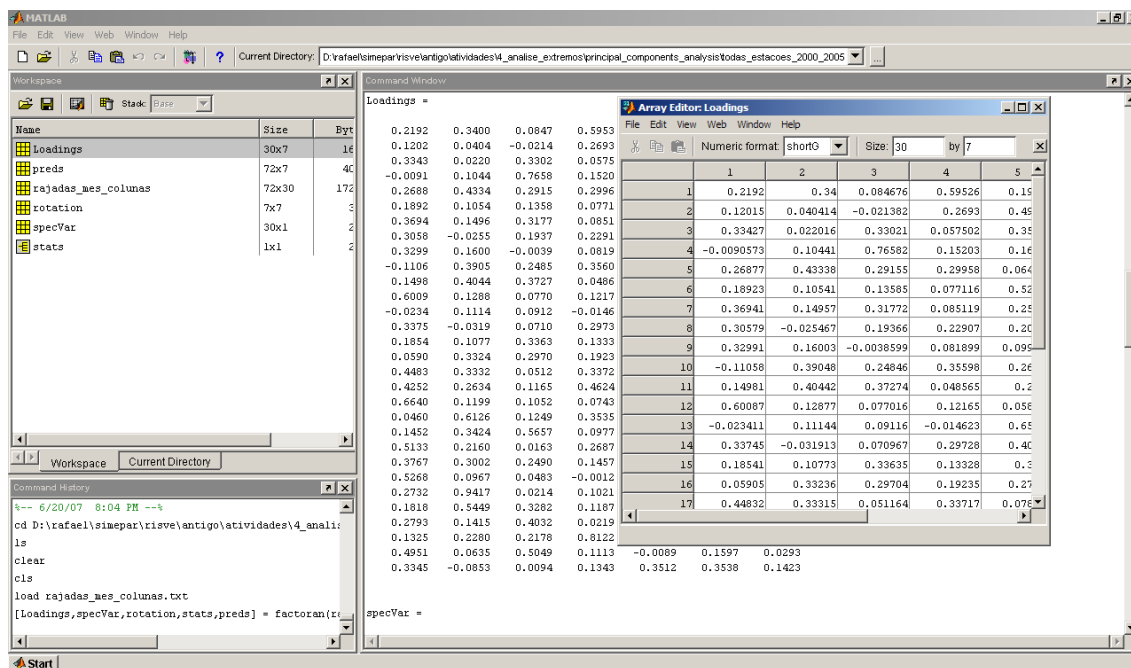


Figura 5.3 – Forma de visualização dos resultados no *Matlab*®

A Figura 5.4 apresenta as porcentagens de variância explicada de acordo com o número de componentes principais. Neste estudo foram considerados 7 componentes principais, que explicam 65% da variância total.

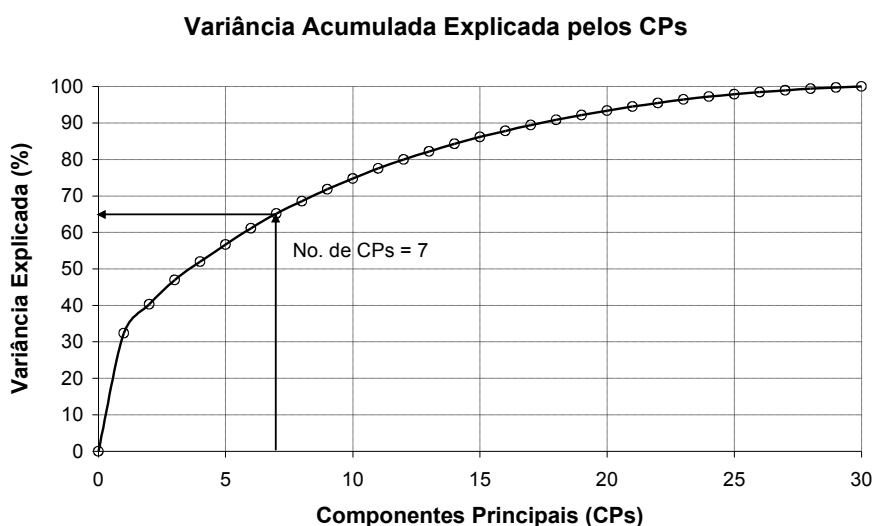


Figura 5.4 – Porcentagem da variância explicada em função do número de componentes principais

A partir dos carregamentos obtidos e apresentados na Tabela 5.1, foi possível diagnosticar estações cujas rajadas apresentam padrões de similaridade entre si. Para cada componente principal foram destacadas as estações que produziram os maiores carregamentos.

Analisando-se os resultados apresentados na Tabela 5.1 e as regiões delimitadas na Figura 5.5 percebe-se que o primeiro componente principal (CP-1) é o que engloba a maior quantidade de estações e o responsável pela maior parcela de variância explicada (32,4%). A sequência de componentes principais (CP-2, CP-3, ... , CP-5) englobam cada vez menos estações e explicam parcelas decrescentes da variância total.

Tabela 5.1 – Resultados dos carregamentos

Estação	CP-1	CP-2	CP-3	CP-4	CP-5	CP-6	CP-7
Antonina	0,12	0,04	-0,02	0,27	0,49	0,23	-0,07
Cândido de Abreu	0,33	0,02	0,33	0,06	0,35	-0,02	0,46
Cambará	-0,01	0,10	0,77	0,15	0,17	0,09	0,01
Cascavel	0,27	0,43	0,29	0,30	0,06	0,01	0,04
Cerro Azul	0,19	0,11	0,14	0,08	0,53	0,11	0,19
Campo Mourão	0,37	0,15	0,32	0,09	0,26	0,09	0,02
Curitiba	0,31	-0,03	0,19	0,23	0,21	0,23	0,20
Foz do Areia	0,33	0,16	0,00	0,08	0,10	0,03	0,92
Foz do Iguaçu	-0,11	0,39	0,25	0,36	0,27	0,03	0,31
Guaíra	0,15	0,40	0,37	0,05	0,29	0,23	0,20
Guarapuava	0,60	0,13	0,08	0,12	0,06	0,16	0,21
Guaratuba	-0,02	0,11	0,09	-0,01	0,65	0,05	0,05
Londrina	0,19	0,11	0,34	0,13	0,36	0,83	0,00
Nova Prata do Iguaçu	0,45	0,33	0,05	0,34	0,08	0,19	0,17
Palmas	0,43	0,26	0,12	0,46	-0,04	0,23	0,27
Palmital	0,66	0,12	0,11	0,07	0,03	-0,04	0,08
Palotina	0,05	0,61	0,12	0,35	0,01	0,21	0,14
Paranavaí	0,15	0,34	0,57	0,10	-0,01	0,12	0,10
Pato Branco	0,51	0,22	0,02	0,27	0,12	0,21	0,23
Ponta Grossa	0,38	0,30	0,25	0,15	0,32	-0,20	0,01
Santa Helena	0,27	0,94	0,02	0,10	0,15	-0,02	0,00
São Miguel do Iguaçu	0,18	0,54	0,33	0,12	0,02	-0,04	0,08
Telêmaco Borba	0,28	0,14	0,40	0,02	0,17	0,38	0,09
Toledo	0,13	0,23	0,22	0,81	0,15	0,00	0,03
Umuarama	0,50	0,06	0,50	0,11	-0,01	0,16	0,03
União da Vitória	0,33	-0,09	0,01	0,13	0,35	0,35	0,14

Foram produzidas comparações entre os scores (Eq. 3.64), que representam uma medida da variabilidade temporal de um componente principal, e as médias mensais das rajadas medidas em todas estações de cada um dos cinco primeiros componentes principais. Tais comparações estão ilustradas nas Figuras 5.6 a 5.10. Na análise destas ilustrações é possível perceber que os scores produzidos pelo primeiro e quarto componentes principais

foram mais eficientes na representação dos ventos extremos (picos nas médias das Figuras 5.6 a 5.9). Já os demais scores falharam na representação de algumas rajadas médias mensais extremas.

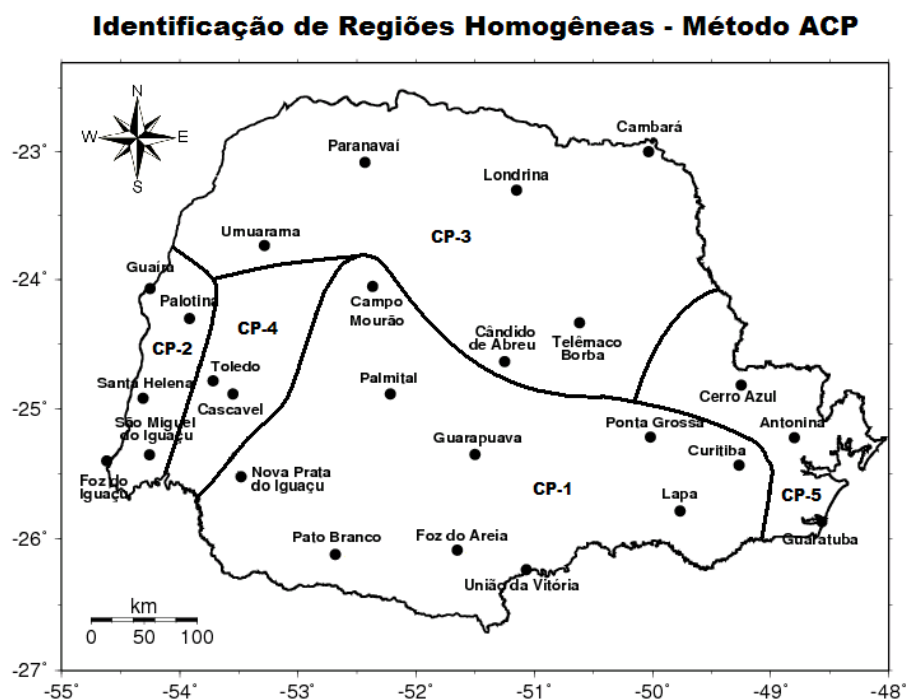


Figura 5.5 – Regiões paranaenses cujos padrões de rajadas foram indicados como semelhantes, de acordo com a análise de componentes principais

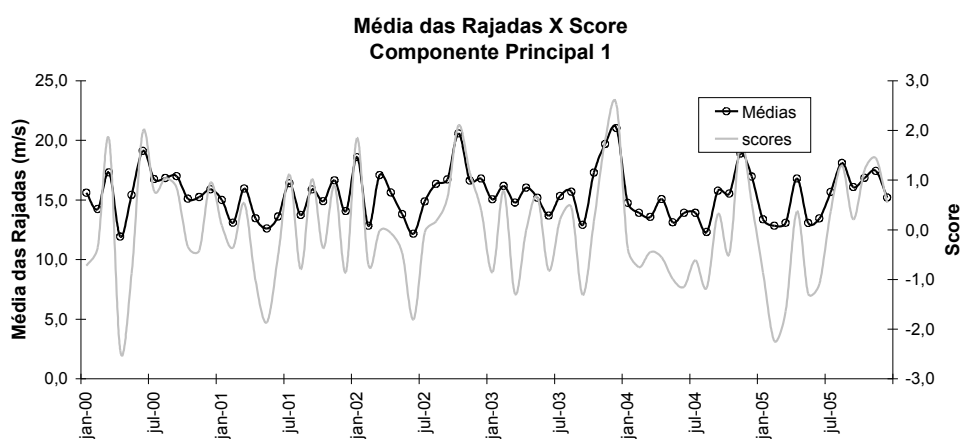


Figura 5.6 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-1

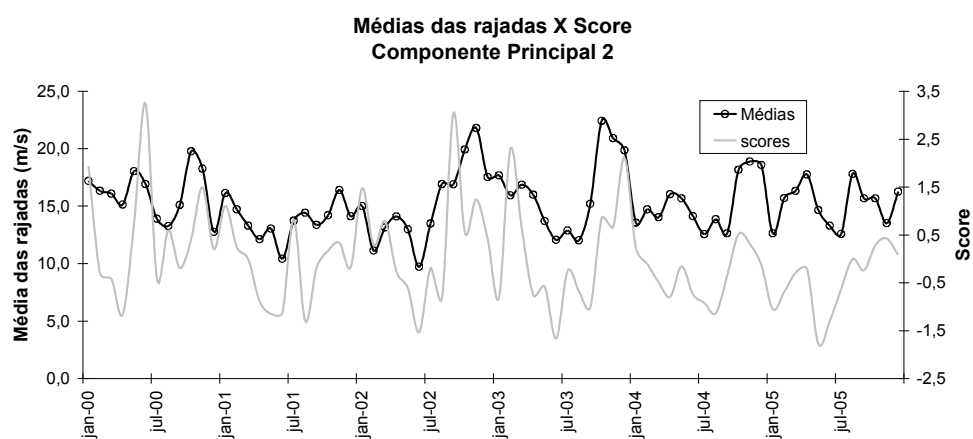


Figura 5.7 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-2

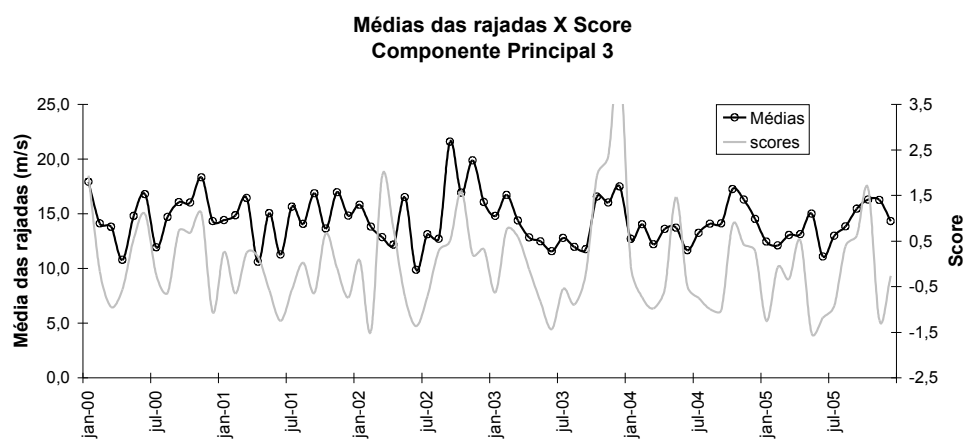


Figura 5.8 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-3

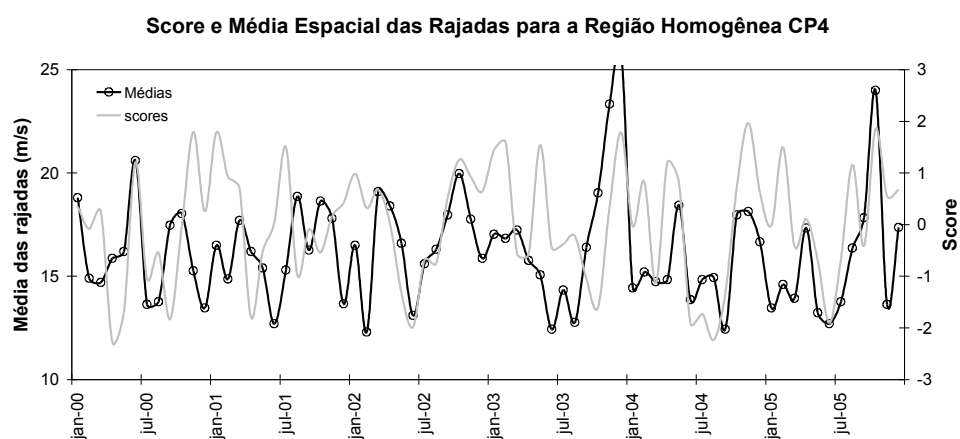


Figura 5.9 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-4

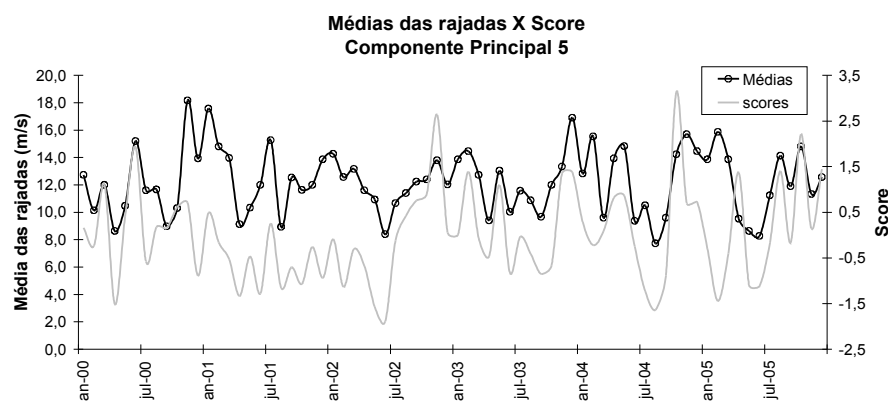


Figura 5.10 – Rajadas médias mensais das estações e score do CP-5

5.2 Atributos Regionais

A seção de atributos regionais apresenta as magnitudes dos ventos médios e máximos nas regiões indicadas pela análise de componentes principais. A forma de apresentação da Tabela 5.2 visa evidenciar as diferenças de magnitudes entre as regiões. Ao analisar os atributos da Tabela 5.2 nota-se que a região com menores magnitudes da $V_{\text{máx-anoal}}$ é a região CP-5 com médias entre 13,9 e 19,9 m.s^{-1} e máximas entre 18,0 e 22,6 m.s^{-1} . Em oposição a região CP-4 apresenta as maiores magnitudes da $V_{\text{máx-anoal}}$ com médias entre 22,9 e 24,5 m.s^{-1} e máximas entre 26,1 e 35,6 m.s^{-1} .

Tabela 5.2 – Estações integrantes de cada região da análise de componentes principais

Região	Estação	Média da $V_{\text{máx-anoal}}$	Máximo da $V_{\text{máx-anoal}}$
CP-1	Campo Mourão	20,6	26,5
	Curitiba	18,7	21,2
	Foz do Areia	21,0	23,5
	Guarapuava	19,9	23,8
	Lapa	19,9	25,8
	Nova Prata do Iguaçu	23,7	26,8
	Palmital	21,2	26,4
	Pato Branco	20,0	25,0
	Ponta Grossa	21,0	24,7
	União da Vitória	17,9	23,9
CP-2	Foz do Iguaçu	20,5	25,7
	Guaira	21,6	24,8

Região	Estação	Média da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$	Máximo da $V_{\text{máx}} - \text{anual}$
	Palotina	21,7	28,7
	Santa Helena	20,8	25,2
	São Miguel do Iguaçu	23,1	34,2
CP-3	Cambará	22,4	26,7
	Cândido de Abreu	20,3	25,9
	Londrina	20,3	29,6
	Paranavaí	16,1	17,8
	Telêmaco Borba	21,2	24,7
	Umuarama	19,8	23,1
CP-4	Cascavel	22,9	26,1
	Toledo	24,5	35,6
CP-5	Antonina	13,9	18,0
	Cerro Azul	19,9	22,6
	Guaratuba	19,6	21,5

Após identificar as distintas magnitudes de rajadas entre as regiões indicadas pela análise de componentes principais, foram analisadas as datas das ocorrências das velocidades máximas anuais em cada região. Esta análise teve a finalidade de diagnosticar se os extremos de vento produzidos nas regiões da Figura 5.5 foram provenientes do mesmo sistema meteorológico, ou seja, se são dependentes entre si.

5.2.1 Região CP-1

As análises na região CP-1 foram realizadas comparando-se as velocidades máximas anuais de vento entre estações de maior proximidade geográfica. Uma vez que a autocorrelação diária LAG-1 das rajadas na estação de Guarapuava, pertencente à região CP-1, foi de menos de 0,3 (Figura 4.8), apenas foram destacadas as rajadas ocorridas no mesmo dia.

Em Curitiba, Lapa e Ponta Grossa (Tabela 5.3); Foz do Areia, Pato Branco e União da Vitória (Tabela 5.4) entre 1998 e 2005 (24 casos), houveram 2 casos (8%) em que as rajadas máximas anuais ocorreram na mesma data. Isto indica que a maior parte dos casos de ventos extremos medidos nestas estações são regionalmente independentes.

Tabela 5.3 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Curitiba, Lapa e Ponta Grossa (CP-1)

Ano	Evento	Curitiba	Lapa	Ponta Grossa
1998	V _{máx} - anual	17,9	17,2	19,1
	Data	05/10	19/02	11/10
1999	V _{máx} - anual	19,3	21,1	16,9
	Data	26/03	15/04	08/09
2000	V _{máx} - anual	18,0	18,3	19,6
	Data	26/08	26/06	26/08
2001	V _{máx} - anual	20,4	18,0	18,9
	Data	24/02	26/03	30/09
2002	V _{máx} - anual	17,5	25,8	24,1
	Data	14/09	08/03	05/10
2003	V _{máx} - anual	18,2	19,1	24,7
	Data	15/12	11/12	06/11
2004	V _{máx} - anual	16,9	20,5	21,9
	Data	09/03	05/04	19/04
2005	V _{máx} - anual	21,2	19,5	22,6
	Data	31/12	04/10	30/08

Tabela 5.4 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Foz do Areia, Pato Branco e União da Vitória (CP-1)

Ano	Evento	Foz do Areia	Pato Branco	União da Vitória
1998	V _{máx} - anual	23,5	20,9	15,7
	Data	05/10	12/08	10/03
1999	V _{máx} - anual	20,6	19,8	20,1
	Data	26/01	01/10	28/01
2000	V _{máx} - anual	21,3	25,0	17,2
	Data	02/07	29/06	23/02
2001	V _{máx} - anual	19,5	18,6	14,7
	Data	07/11	22/11	20/07
2002	V _{máx} - anual	19,2	20,3	18,5
	Data	14/03	31/01	20/04
2003	V _{máx} - anual	22,1	18,3	23,9
	Data	09/10	08/12	12/02

Ano	Evento	Foz do Areia	Pato Branco	União da Vitória
2004	V _{máx} - anual	19,1	20,3	16,4
	Data	03/11	29/01	10/01
2005	V _{máx} - anual	22,7	16,8	16,4
	Data	23/12	29/11	29/08

Em Campo Mourão, Guarapuava, Nova Prata do Iguaçu e Palmital (Tabela 5.5) entre 1998 e 2005 (32 casos), houveram 6 casos (19%) em que as rajadas máximas anuais ocorreram na mesma data. Apesar de uma maior dependência regional destas estações, se comparado às demais estações da região, ainda assim mais de 80% das ocorrências são regionalmente independentes.

Tabela 5.5 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Campo Mourão, Guarapuava, Nova Prata do Iguaçu e Palmital (CP-1)

Ano	Evento	Campo Mourão	Guarapuava	Nova Prata do Iguaçu	Palmital
1998	V _{máx} - anual	17,1	19,0	25,4	22,1
	Data	11/10	20/08	05/10	06/01
1999	V _{máx} - anual	17,3	17,3	20,9	21,3
	Data	14/09	01/11	07/08	14/09
2000	V _{máx} - anual	17,6	19,9	26,6	23,5
	Data	18/11	26/08	29/06	02/12
2001	V _{máx} - anual	21,0	18,8	19,1	17,6
	Data	10/11	02/07	30/09	21/07
2002	V _{máx} - anual	22,1	23,8	22,7	26,4
	Data	06/09	12/01	19/12	03/10
2003	V _{máx} - anual	25,7	22,8	26,8	19,4
	Data	06/07	08/12	08/12	18/11
2004	V _{máx} - anual	17,4	19,2	21,5	18,5
	Data	06/04	03/11	19/12	03/11
2005	V _{máx} - anual	26,5	18,2	26,5	20,5
	Data	11/10	07/07	23/08	19/12

5.2.2 Região CP-2

Na região CP-2, assim na região CP-1, as análises foram realizadas comparando-se as velocidades máximas anuais de vento entre estações de maior proximidade geográfica. Uma vez que a autocorrelação diária LAG-1 das rajadas na estação de Santa Helena, pertencente à região CP-2, foi de menos de 0,4 (Figura 4.18), apenas foram destacadas as rajadas ocorridas no mesmo dia.

Nas estações mais ao norte da região CP-2, Guaíra e Palotina, não houve nenhum caso, entre 1998 e 2005, em que as rajadas máximas anuais ocorreram na mesma data, conforme apresentado na Tabela 5.6. Neste mesmo período, dos 24 casos analisados nas estações mais ao sul (Foz do Iguaçu, Santa Helena e São Miguel do Iguaçu), 8 casos (33%) ocorreram na mesma data (Tabela 5.7), indicando que já há uma maior dependência regional.

Tabela 5.6 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Guaíra e Palotina (CP-2)

Ano	Evento	Guaíra	Palotina
1998	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	19,0	22,9
	Data	06/01	07/02
1999	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	21,3	22,1
	Data	02/04	15/04
2000	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	24,8	23,2
	Data	28/11	17/04
2001	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	20,9	16,8
	Data	29/11	28/08
2002	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	23,2	21,5
	Data	11/11	11/10
2003	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	20,5	28,7
	Data	04/02	26/10
2004	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	23,8	19,9
	Data	11/12	03/05
2005	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	19,2	18,3
	Data	11/05	19/04

Tabela 5.7 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Foz do Iguaçu, Santa Helena e São Miguel do Iguaçu (CP-2)

Ano	Evento	Foz do Iguaçu	Santa Helena	São Miguel do Iguaçu
1998	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	20,7	20,0	34,2
	Data	06/01	07/02	18/09
1999	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	19,6	16,6	19,1
	Data	14/09	13/09	14/09
2000	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	20,6	19,7	19,7
	Data	11/01	26/06	27/03
2001	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	17,4	18,3	15,4
	Data	21/05	20/10	21/05
2002	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	19,0	22,4	27,6
	Data	25/10	03/11	03/11
2003	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	22,9	25,2	19,8
	Data	08/12	26/10	26/10
2004	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	18,4	23,9	27,9
	Data	12/10	03/11	30/10
2005	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	25,7	20,1	21,1
	Data	17/02	23/08	02/04

5.2.3 Região CP-3

As análises na região CP-3 também foram realizadas comparando-se as velocidades máximas anuais de vento entre estações de maior proximidade geográfica. Apenas foram destacadas as rajadas ocorridas no mesmo dia, pois a correlação diária LAG-1 das rajadas na estação de Londrina, pertencente à região CP-3, foi de menos de 0,3 (Figura 4.11).

Em Cambará, Cândido de Abreu e Telêmaco Borba (Tabela 5.8) entre 1998 e 2005 (24 casos), houveram 4 casos (17%) em que as rajadas máximas anuais ocorreram na mesma data. O que indica que a maior parte dos casos de ventos extremos medidos nestas estações são regionalmente independentes.

Tabela 5.8 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Cambará, Cândido de Abreu e Telêmaco Borba (CP-3)

Ano	Evento	Cambará	Cândido de Abreu	Telêmaco Borba
1998	V _{máx} - anual	20,9	25,9	23,7
	Data	07/04	05/10	05/10
1999	V _{máx} - anual	18,7	19,5	19,1
	Data	22/12	14/09	28/03
2000	V _{máx} - anual	22,6	19,6	18,4
	Data	05/11	30/06	30/06
2001	V _{máx} - anual	26,0	18,5	22,2
	Data	27/05	25/11	27/03
2002	V _{máx} - anual	23,0	18,3	24,7
	Data	01/12	03/10	18/11
2003	V _{máx} - anual	19,5	22,2	19,3
	Data	12/02	23/05	13/12
2004	V _{máx} - anual	21,9	17,6	21,8
	Data	10/10	03/11	14/08
2005	V _{máx} - anual	26,7	20,9	20,0
	Data	24/05	17/12	04/09

Já as rajadas máximas anuais das estações localizadas mais a noroeste do Paraná, Londrina, Paranavaí e Umuarama (Tabela 5.9), ocorreram em datas diferentes em todos os máximos de 1998 a 2005.

Tabela 5.9 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Londrina, Paranavaí e Umuarama (CP-3)

Ano	Evento	Londrina	Paranavaí	Umuarama
1998	V _{máx} - anual	17,7	15,0	19,4
	Data	07/01	07/02	22/03
1999	V _{máx} - anual	16,0	16,6	22,4
	Data	15/04	08/12	09/06
2000	V _{máx} - anual	25,1	16,4	20,4
	Data	30/06	05/11	12/09
2001	V _{máx} - anual	18,1	16,4	23,1
	Data	11/07	11/11	25/09

Ano	Evento	Londrina	Paranavaí	Umuarama
2002	V _{máx} - anual	29,6	17,2	21,7
	Data	01/10	18/05	04/11
2003	V _{máx} - anual	22,7	17,8	18,6
	Data	04/02	26/10	03/12
2004	V _{máx} - anual	15,4	15,8	14,5
	Data	17/10	16/12	20/12
2005	V _{máx} - anual	17,7	13,8	17,9
	Data	17/11	25/05	08/10

5.2.4 Região CP-4

A região CP-4 é composta apenas pelas estações de Cascavel e Toledo. Conforme os resultados de autocorrelação LAG-1 em Cascavel ($< 0,4$) e do comparativo das datas de ocorrência das rajadas máximas anuais, apresentado na Tabela 5.10, não houve nenhum caso em que estes extremos foram regionalmente dependentes.

Tabela 5.10 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Cascavel e Toledo (CP-4)

Ano	Evento	Cascavel	Toledo
1998	V _{máx} - anual	25,7	22,5
	Data	11/10	06/01
1999	V _{máx} - anual	19,0	35,6
	Data	14/09	07/12
2000	V _{máx} - anual	22,2	20,8
	Data	29/06	23/01
2001	V _{máx} - anual	22,3	18,4
	Data	28/08	17/10
2002	V _{máx} - anual	22,2	20,2
	Data	18/09	13/03
2003	V _{máx} - anual	25,5	29,7
	Data	17/11	08/12
2004	V _{máx} - anual	20,1	22,9
	Data	10/11	03/05
2005	V _{máx} - anual	26,1	25,7
	Data	04/10	15/10

5.2.5 Região CP-5

A análise realizada na região CP-5 considerou como rajadas regionalmente dependentes aquelas ocorridas em um intervalo de até 3 dias em duas estações distintas. Isto porque as autocorrelações LAG-1 e LAG-2 em Cerro Azul foram de 0,52 e 0,43, respectivamente. Só a partir da autocorrelação LAG-3 (igual a 0,28), que se obteve um valor mais próximo aos padrões das outras regiões analisadas neste estudo.

Apesar do aumento no intervalo temporal para consideração de dependência regional na região CP-5, ao analisar os atributos regionais apresentados na Tabela 5.11 nota-se que esta região não apresentou nenhuma rajada máxima anual com tal dependência.

Tabela 5.11 – Datas das velocidades máximas anuais de vento em Antonina, Cerro Azul e Guaratuba (CP-5)

Ano	Evento	Antonina	Cerro Azul	Guaratuba
1998	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	-	22,6	-
	Data	-	05/10	-
1999	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	11,9	16,3	20,8
	Data	06/05	19/12	10/03
2000	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	17,3	17,9	20,2
	Data	30/06	24/11	20/11
2001	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	12,8	21,4	21,5
	Data	11/01	02/02	07/01
2002	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	12,0	16,4	16,9
	Data	27/01	22/02	12/03
2003	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	14,3	21,2	19,6
	Data	08/02	22/12	10/01
2004	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	18,0	21,9	20,5
	Data	26/05	19/12	17/11
2005	$V_{\text{máx}} - \text{anual}$	10,7	21,2	19,2
	Data	18/03	28/10	11/02

5.3 Testes de Homogeneidade Regional

Para a produção dos testes de homogeneidade regional foi utilizada a rotina computacional produzida por Hosking (2005) e chamada de *xtest* (Apêndice E). O arquivo de entrada para esta rotina está ilustrado na Figura 5.11.

10	CP-1						
cmourao	8	20.58	3.4820	.4444	.5234	.2950	
curitiba	8	18.67	2.1156	.4329	.7849	.3778	
fareia	8	21.00	2.4065	.3905	.7197	.3849	
guarapuava	8	19.87	2.5718	.4484	.7393	.3689	
lapa	8	19.93	2.7488	.4749	.7538	.4466	
npiguacu	8	23.68	3.2956	.2749	.5526	.3238	
palmital	8	21.16	3.0422	.3982	.6642	.3986	
pbranco	8	20.00	2.6452	.4096	.7639	.4596	
pgrossa	8	20.97	2.9950	.3379	.5980	.3255	
uvitoria	8	17.86	2.7757	.4715	.6872	.3972	

Figura 5.11 – Dados de entrada para a rotina dos testes de homogeneidade regional (*xtest*)

Primeiramente, calculou-se a medida de discordância descrita na seção 3.5.1. De acordo com os resultados apresentados na Figura 5.12 e na Tabela 5.12, as estações que apresentaram discordância com suas respectivas regiões, encontram-se em regiões com poucas estações (3 ou menos), com exceção para São Miguel do Iguaçu. Tais resultados mostram que o teste tem aplicabilidade em regiões com mais de três estações, tornando-se vulnerável em regiões com poucas estações.

CP-1				10 SITES			
SITE	N	NAME	L-CV	L-SKEW	L-KURT	D(I)	
1	8	cmourao	3.4820	.4444	.5234	2.16	
2	8	curitiba	2.1156	.4329	.7849	1.38	
3	8	fareia	2.4065	.3905	.7197	.77	
4	8	guarapuava	2.5718	.4484	.7393	.21	
5	8	lapa	2.7488	.4749	.7538	1.01	
6	8	npiguacu	3.2956	.2749	.5526	1.80	
7	8	palmital	3.0422	.3982	.6642	.46	
8	8	pbranco	2.6452	.4096	.7639	1.04	
9	8	pgrossa	2.9950	.3379	.5980	.63	
10	8	uvitoria	2.7757	.4715	.6872	.53	
WEIGHTED MEANS			2.8078	.4083	.6787		
PARAMETERS OF REGIONAL KAPPA DISTRIBUTION					-.7367	2.0987	-.4083 -1.0000
***** HETEROGENEITY MEASURES *****							
(NUMBER OF SIMULATIONS = 500)							
OBSERVED	S.D. OF GROUP L-CV				= .3885		
SIM. MEAN OF	S.D. OF GROUP L-CV				= 12.3626		
SIM. S.D. OF	S.D. OF GROUP L-CV				= 46.4067		
STANDARDIZED	TEST VALUE H(1)				= -.26		
OBSERVED AVE.	OF L-CV / L-SKEW		DISTANCE		= .3272		
SIM. MEAN OF AVE.	L-CV / L-SKEW		DISTANCE		= 7.9218		
SIM. S.D. OF AVE.	L-CV / L-SKEW		DISTANCE		= 27.9054		
STANDARDIZED	TEST VALUE H(2)				= -.27		
OBSERVED AVE.	OF L-SKEW/L-KURT		DISTANCE		= .0943		
SIM. MEAN OF AVE.	L-SKEW/L-KURT		DISTANCE		= .2187		
SIM. S.D. OF AVE.	L-SKEW/L-KURT		DISTANCE		= .0483		
STANDARDIZED	TEST VALUE H(3)				= -2.57		

Figura 5.12 – Resultados da seleção do teste de homogeneidade regional

Tabela 5.12 – Resultados do teste de discordância

Região	Estação	L-CV	L-SKEW	L-KURT	D(I)
TODAS		2,9988	0,3886	0,6596	-
CP-1	Campo Mourão	3,4820	0,4444	0,5234	1,73
	Curitiba	2,1156	0,4329	0,7849	0,95
	Foz do Areia	2,4065	0,3905	0,7197	0,28
	Guarapuava	2,5718	0,4484	0,7393	0,54
	Lapa	2,7488	0,4749	0,7538	0,85
	Nova Prata do Iguaçu	3,2956	0,2749	0,5526	1,32
	Palmital	3,0422	0,3982	0,6642	0,01
	Pato Branco	2,6452	0,4096	0,7639	0,58
	Ponta Grossa	2,9950	0,3379	0,5980	0,40
	União da Vitória	2,7757	0,4715	0,6872	0,73
	Média Ponderada CP-1	2,8078	0,4083	0,6787	máx.: 3,00
CP-2	Foz do Iguaçu	2,8559	0,4346	0,7112	0,25
	Guaíra	2,6949	0,3830	0,6836	0,07
	Palotina	3,4318	0,3691	0,6537	0,44
	Santa Helena	3,0292	0,3618	0,6386	0,07
	São Miguel do Iguaçu	4,8748	0,4154	0,5237	2,80
	Média Ponderada CP-2	3,3773	0,3928	0,6422	máx.: 1,33
CP-3	Cambará	3,1309	0,3702	0,6449	0,05
	Cândido de Abreu	2,8109	0,4741	0,7309	0,69
	Londrina	4,0252	0,4715	0,5529	1,22
	Paranavaí	1,8121	0,3095	0,7770	1,35
	Telêmaco Borba	2,7526	0,3927	0,6585	0,13
	Umuarama	2,9016	0,2574	0,5995	1,33
	Média Ponderada CP-3	2,9056	0,3792	0,6606	máx.: 1,67
CP-4	Cascavel	3,0388	0,3233	0,6323	0,34
	Toledo	4,6885	0,4646	0,5917	2,74
	Média Ponderada CP4	3,8637	0,3940	0,6120	máx.: 0,33
CP-5	Antonina	2,6106	0,4301	0,5772	2,45
	Cerro Azul	2,7338	0,2475	0,5683	1,89
	Guaratuba	2,3722	0,3125	0,8304	2,80
	Média Ponderada CP-5	2,5795	0,3263	0,6545	máx.: 0,67

As medidas gráficas de discordância entre as estações, ilustradas nas Figuras 5.13 e 5.14, exibem uma nuvem de pontos em que não se identifica nenhum ponto muito distante dos demais. Entretanto, nas medidas gráficas de discordância entre as regiões (Figuras 5.15 e 5.16)

se destaca a região CP-5 (litoral) pelo seu relativamente baixo valor de L -skewness.

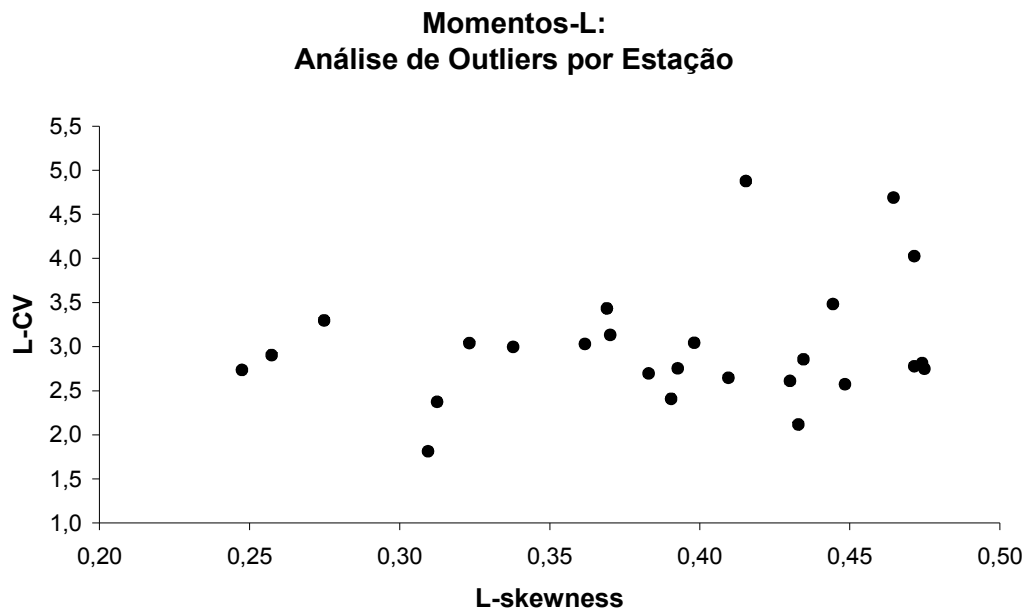


Figura 5.13 – Medida gráfica de discordância entre as estações (L -skewness vs. L -CV)

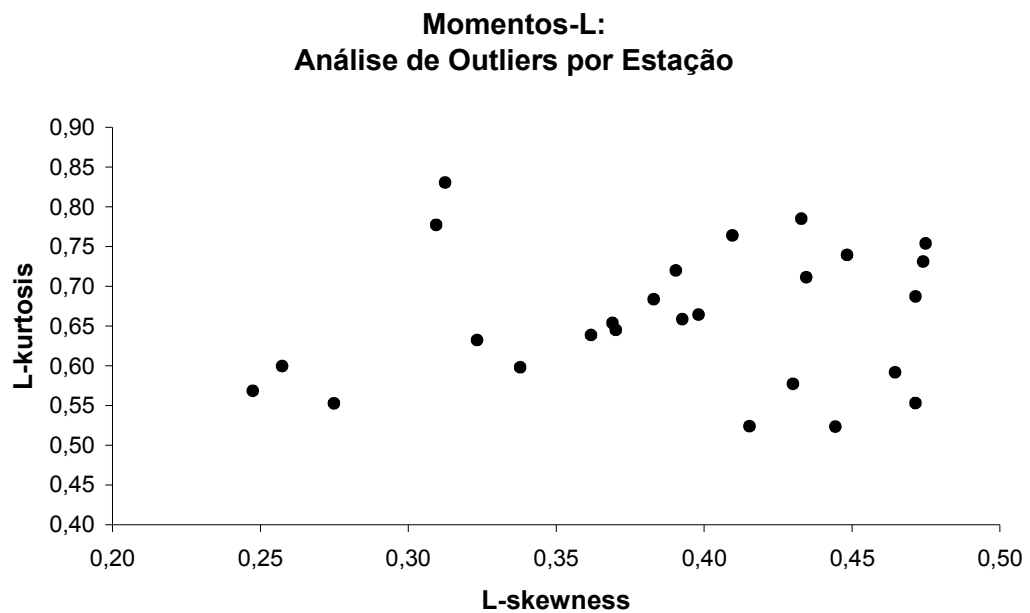


Figura 5.14 – Medida gráfica de discordância entre as estações (L -skewness vs. L -kurtosis)

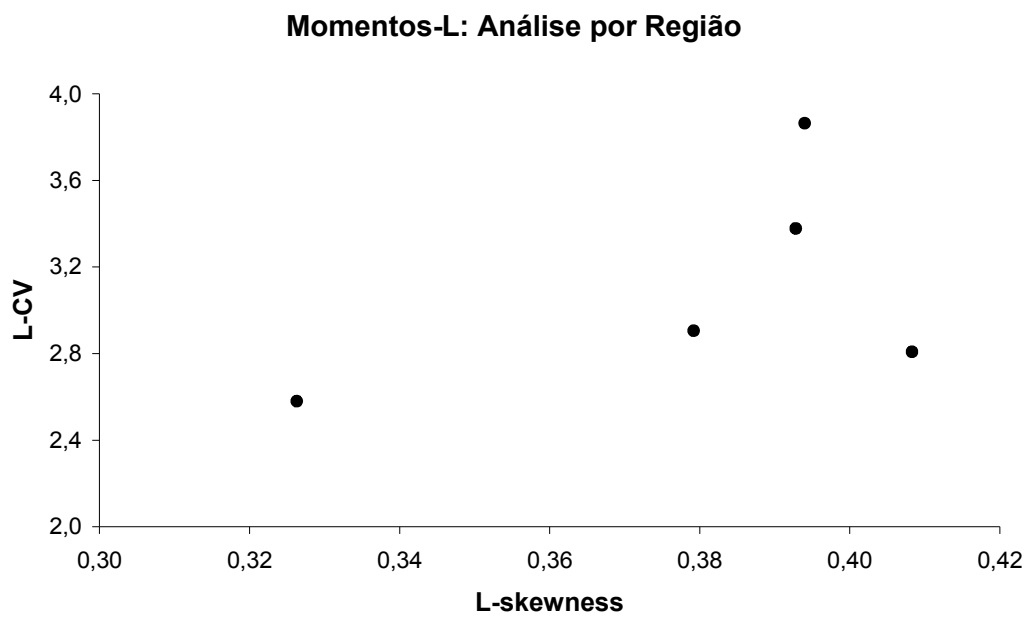


Figura 5.15 – Medida gráfica de discordância entre as regiões (L -skewness vs. L -CV)

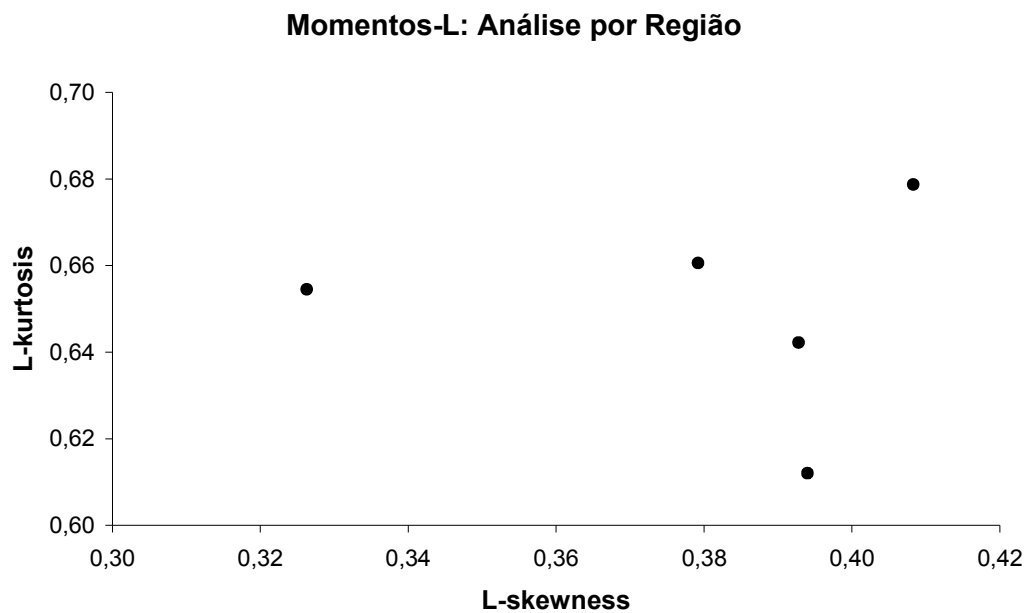


Figura 5.16 – Medida gráfica de discordância entre as regiões (L -skewness vs. L -kurtosis)

Em complemento às medidas de discordância, calculou-se as medidas de heterogeneidade descritas na seção 3.5.1. Os resultados apresentados na Tabela 5.13 mostram que todas as regiões atendem o critério proposto da Eq. 3.72, com exceção das medidas obtidas em H_3 . Tais heterogeneidades em H_3 foram obtidas nas regiões mais extensas definidas pela análise de componentes principais, o que poderia sugerir, ainda que levemente, sub-divisões. Entretanto, para a manutenção da contigüidade geográfica optou-se pela manutenção das regiões.

Tabela 5.13 – Resultados das medidas de heterogeneidade

Região	H_1	H_2	H_3
CP-1	-0,26	-0,27	-2,57
CP-2	-0,22	-0,22	-2,07
CP-3	-0,20	-0,21	-1,91
CP-4	-0,13	-0,13	-0,83
CP-5	-0,21	-0,21	-0,50

6 Resultados da Análise de Frequência Regional

A análise de frequência regional conduzida neste estudo utilizou os algoritmos produzidos por Hosking (2005), sob os nomes de *xtest* e *xfit* (Apêndices E e F, respectivamente), para a seleção da distribuição de frequência, a estimativa da distribuição regional, estimativa dos quantis e a avaliação da precisão dos quantis estimados.

6.1 Seleção da Distribuição

A seleção da distribuição de frequência para a análise regional foi efetuada de acordo com o método apresentado no sub-capítulo 3.5.3. Os dados de entrada estão ilustrados na Figura 6.1. Calculou-se a estatística de aderência do ajuste Z^{DIST} para cada uma das 5 regiões homogêneas utilizando-se as seguintes distribuições de frequência: logística generalizada, GEV, normal generalizada, Pearson tipo III, Pareto generalizada e Wakeby. Os resultados de Z^{DIST} para cada região são apresentados na Figura 6.1 (saída do código) e na Tabela 6.1.

```

SITE N  NAME  L-CV L-SKEW L-KURT D(I)
1  7  antonina  2.6106 .4301 .5772 1.00
2  8  cazul    2.7338 .2475 .5683 1.00
3  7  guaratuba 2.3722 .3125 .8304 1.00

WEIGHTED MEANS  2.5795 .3263 .6545
PARAMETERS OF REGIONAL KAPPA DISTRIBUTION  -.3135 2.1510 -.3263 -1.0000

***** HETEROGENEITY MEASURES *****
(NUMBER OF SIMULATIONS = 500)
OBSERVED S.D. OF GROUP L-CV      = .1505
SIM. MEAN OF S.D. OF GROUP L-CV   = 8.1183
SIM. S.D. OF S.D. OF GROUP L-CV   = 37.8999
STANDARDIZED TEST VALUE H(1)      = -.21
OBSERVED AVE. OF L-CV / L-SKEW DISTANCE = .1636
SIM. MEAN OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE = 7.5819
SIM. S.D. OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE = 35.5802
STANDARDIZED TEST VALUE H(2)      = -.21
OBSERVED AVE. OF L-SKEW/L-KURT DISTANCE = .1398
SIM. MEAN OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE = .1815
SIM. S.D. OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE = .0841
STANDARDIZED TEST VALUE H(3)      = -.50

***** GOODNESS-OF-FIT MEASURES *****
(NUMBER OF SIMULATIONS = 500)
GEN. LOGISTIC L-KURTOSIS= .255 Z VALUE= -7.38
GEN. EXTREME VALUE L-KURTOSIS= .231 Z VALUE= -7.60
GEN. NORMAL L-KURTOSIS= .207 Z VALUE= -7.83
PEARSON TYPE III L-KURTOSIS= .165 Z VALUE= -8.21
GEN. PARETO L-KURTOSIS= .161 Z VALUE= -8.24

PARAMETER ESTIMATES FOR DISTRIBUTIONS ACCEPTED AT THE 90% LEVEL
WAKEBY -12.976 157.734 12.222 .359 .825

QUANTILE ESTIMATES
.010 .020 .050 .100 .200 .500 .900 .950 .990 .999
WAKEBY -11.480 -10.144 -6.946 -3.591 -.826 .263 2.401 4.642 18.900 129.069

```

Figura 6.1 – Resultados da seleção da distribuição

Com exceção da distribuição de Wakeby, todas as demais distribuições foram reprovadas no teste de seleção, ou seja, retornaram valores $Z^{\text{DIST}} > 1,64$. A aprovação da distribuição Wakeby foi dada conforme a saída do código *xtest*, ilustrada na Figura 6.1. Esta conclusão já tinha sido obtida no exemplo apresentado por Hosking e Wallis (1997) para os dados de vento dos EUA.

Tabela 6.1 – Resultados para cada região das estatísticas de aderência obtidas no teste com as distribuições: logística generalizada, GEV, normal generalizada, Pearson tipo III e Pareto generalizada

Região	Logística Generalizada	GEV	Normal Generalizada	Pearson Tipo III	Pareto Generalizada
	Z^{GLO}	Z^{GEV}	Z^{GNO}	Z^{PE3}	Z^{GPA}
CP-1	-7,38	-7,60	-7,83	-8,21	-8,24
CP-2	-11,93	-12,18	-12,70	-13,58	-13,08
CP-3	-4,91	-5,04	-5,28	-5,68	-5,49
CP-4	-8,00	-8,20	-8,55	-9,15	-8,87
CP-5	-9,94	-10,19	-10,58	-11,26	-10,99

Tabela 6.2 – Distribuição selecionada para a análise de frequência regional

Região Homogênea	Distribuição Selecionada
CP-1	Wakeby
CP-2	Wakeby
CP-3	Wakeby
CP-4	Wakeby
CP-5	Wakeby

6.2 Estimativa da Distribuição Regional

Para a estimativa da distribuição regional utilizou-se o método descrito no sub-capítulo 3.5.4 aplicada à distribuição de Wakeby, conforme os resultados apresentados na seção anterior. O algoritmo utilizado foi produzido por Hosking (2005) e denominado de *xfit* (Apêndice F). As Figuras 6.2 e 6.3 exibem os arquivos de entrada e saída do *xfit*, respectivamente. A Tabela 6.3 apresenta os parâmetros regionais da distribuição de Wakeby.


```

cmourao
8
17.1 17.3 17.6 21.0 22.1 25.7 17.4 26.5
curitiba
8
17.9 19.3 18.0 20.4 17.5 18.2 16.9 21.2
fareia
8
23.5 20.6 21.3 19.5 19.2 22.1 19.1 22.7
guarapuava
8
19.0 17.3 19.9 18.8 23.8 22.8 19.2 18.2
lapa
8
17.2 21.1 18.3 18.0 25.8 19.1 20.5 19.5
npiguacu
8
25.4 20.9 26.6 19.1 22.7 26.8 21.5 26.5
palmital
8
22.1 21.3 23.5 17.6 26.4 19.4 18.5 20.5
pbranco
8
20.9 19.8 25.0 18.6 20.3 18.3 20.3 16.8
pgrossa
8
19.1 16.9 19.6 18.9 24.1 24.7 21.9 22.6
uvitoria
8
15.7 20.1 17.2 14.7 18.5 23.9 16.4 16.4

```

Figura 6.2 – Dados de entrada para a estimativa da distribuição de Wakeby regional

REGIONAL ANALYSIS, L-MOMENT PLOTTING POSITION PARAMETERS									
-.3500 -.2500									
SITE 1	cmourao	N= 8	L-MOMENT RATIOS	20.59	3.4820	.4444	.5234	.2950	
SITE 2	curitiba	N= 8	L-MOMENT RATIOS	18.67	2.1156	.4329	.7849	.3778	
SITE 3	fareia	N= 8	L-MOMENT RATIOS	21.00	2.4065	.3905	.7197	.3849	
SITE 4	guarapuava	N= 8	L-MOMENT RATIOS	19.88	2.5718	.4484	.7393	.3689	
SITE 5	lapa	N= 8	L-MOMENT RATIOS	19.94	2.7488	.4749	.7538	.4466	
SITE 6	npiguacu	N= 8	L-MOMENT RATIOS	23.69	3.2956	.2749	.5526	.3238	
SITE 7	palmital	N= 8	L-MOMENT RATIOS	21.16	3.0422	.3982	.6642	.3986	
SITE 8	pbranco	N= 8	L-MOMENT RATIOS	20.00	2.6452	.4096	.7639	.4596	
SITE 9	pgrossa	N= 8	L-MOMENT RATIOS	20.97	2.9950	.3379	.5980	.3255	
SITE 10	uvitoria	N= 8	L-MOMENT RATIOS	17.86	2.7757	.4715	.6872	.3972	
REGIONAL AVERAGE L-MOMENT RATIOS									
			1.0000	.1378	.4083	.6787	.3778		
REGIONAL WAKEBY PARAMETERS									
			.1636	14.1642	18.9274	.0265	.7894		
SITE NUMBER	QUANTILES								
	.1000	.2000	.5000	.8000	.9000	.9500	.9800	.9900	.9999
REGION	.81	.91	.94	1.00	1.08	1.24	1.61	2.15	8.70
1	16.74	18.68	19.28	20.54	22.33	25.43	33.22	44.25	179.20
2	15.18	16.95	17.49	18.63	20.26	23.07	30.14	40.14	162.55
3	17.07	19.06	19.66	20.95	22.78	25.94	33.89	45.14	182.79
4	16.16	18.03	18.61	19.83	21.56	24.55	32.07	42.72	173.00
5	16.21	18.09	18.67	19.89	21.63	24.63	32.17	42.85	173.54
6	19.26	21.49	22.18	23.64	25.70	29.26	38.23	50.91	206.19
7	17.20	19.20	19.81	21.12	22.96	26.14	34.15	45.49	184.21
8	16.26	18.15	18.73	19.96	21.70	24.70	32.28	42.99	174.09
9	17.05	19.03	19.64	20.93	22.75	25.91	33.85	45.08	182.57
10	14.52	16.21	16.72	17.82	19.38	22.06	28.83	38.39	155.48

Figura 6.3 – Resultados da estimativa da distribuição regional com o uso do *xfit*

Tabela 6.3 – Parâmetros das distribuições de Wakeby regionais

Região	ξ	α	β	γ	δ
CP-1	0,1978	9,0540	12,2218	0,0206	0,8246
CP-2	0,1636	14,1642	18,9274	0,0265	0,7894
CP-3	0,1915	10,2555	14,7172	0,0417	0,7328
CP-4	0,1984	10,1835	14,4360	0,0321	0,7734
CP-5	0,1767	11,7861	15,9536	0,0273	0,7871

Os quantis regionais estimados com os parâmetros da Tabela 6.3 estão apresentados na Tabela 6.4. Ao analisar os resultados da Tabela 6.4 para estações representativas de cada região, percebe-se que o quantil 0,99 é em torno de 2 vezes superior ao quantil 0,90 para todas as estações. Além disso, em concordância com os resultados obtidos na estatística descritiva (seção 4.1), a estação que apresentou os menores quantis foi a de Cerro Azul e a que apresentou os maiores quantis foi a de Cascavel.

Tabela 6.4 – Estimativa dos quantis regionais

Região	Estação	0,90	0,95	0,98	0,99
CP-1	Cerro Azul	1,1	1,2	1,5	2,0
CP-2	Guarapuava	1,1	1,2	1,6	2,2
CP-3	Cascavel	1,1	1,3	1,8	2,5
CP-4	Santa Helena	1,1	1,3	1,7	2,3
CP-5	Londrina	1,1	1,2	1,6	2,2

6.3 Estimativa dos Quantis

Uma vez produzidas as estimativas da distribuição de Wakeby (1) com parâmetros locais e (2) com parâmetros regionais, foram calculados os quantis para cada estação meteorológica usada neste estudo.

6.3.1 Região CP-1

Na região CP-1 os quantis obtidos com a distribuição regionalizada e a não regionalizada foram comparativamente semelhantes, sendo que a primeira estimou quantis mais próximos entre si, conforme apresentado na Tabela 6.5.

Os quantis calculados com o uso da distribuição de Wakeby regionalizada seguem a tendência apresentada na Tabela 5.2. Em outras palavras, os quantis obtidos para as estações de Curitiba e União da Vitória foram comparativamente menores aos verificados na maioria das estações da região. Da mesma forma, os quantis obtidos para as estações Nova Prata do Iguaçu, Campo Mourão e Palmital foram comparativamente maiores que os obtidos nas demais estações da região. Ambos os comportamentos refletem a tendência apresentada na Tabela 5.2.

Tabela 6.5 – Quantis da região CP-1 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada

Estação	Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby não regionalizada				Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby regionalizada			
	0,90	0,95	0,98	0,99	0,90	0,95	0,98	0,99
Campo Mourão	25,3	30,9	43,1	58,0	22,3	25,4	33,2	44,3
Curitiba	19,4	21,3	26,3	33,7	20,3	23,1	30,1	40,1
Foz do Areia	22,1	24,3	30,1	38,6	22,8	25,9	33,9	45,1
Guarapuava	21,2	24,0	31,1	41,3	21,6	24,6	32,1	42,7
Lapa	20,8	23,3	29,9	39,6	21,6	24,6	32,2	42,9
Nova Prata do Iguaçu	26,6	30,0	38,4	49,9	25,7	29,3	38,2	50,9
Palmital	22,9	26,0	33,9	45,3	23,0	26,1	34,2	45,5
Pato Branco	20,4	22,1	26,6	33,6	21,7	24,7	32,3	43,0
Ponta Grossa	23,6	27,1	35,7	47,2	22,8	25,9	33,9	45,1
União da Vitória	19,6	22,9	31,2	42,9	19,4	22,1	28,8	38,4

6.3.2 Região CP-2

Os resultados verificados na região CP-2 (Tabela 6.6) refletiram a capacidade de correção de possíveis anomalias nas magnitudes de rajada verificadas em suas respectivas estações. Isto fica claro por meio da análise dos quantis obtidos pela distribuição regionalizada e não regionalizada em São Miguel do Iguaçu. A primeira produziu quantis condizentes com os obtidos nas demais estações da região CP-2, já a segunda produziu um quantil de 73,1, que se distanciou dos obtidos nas demais estações da mesma região e em todas as estações analisadas neste estudo.

Tabela 6.6 – Quantis da região CP-2 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada

Estação	Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby não regionalizada				Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby regionalizada			
	0,90	0,95	0,98	0,99	0,90	0,95	0,98	0,99
Foz do Iguaçu	21,9	24,8	32,3	43,0	22,8	26,4	35,3	47,8
Guaíra	23,2	26,0	33,1	43,3	23,9	27,7	37,1	50,2
Palotina	23,1	25,7	32,7	43,1	24,0	27,8	37,3	50,4
Santa Helena	23,0	26,5	35,0	46,7	23,0	26,7	35,7	48,3
São Miguel do Iguaçu	29,1	36,4	52,7	73,1	25,6	29,7	39,7	53,7

6.3.3 Região CP-3

Na região CP-3 a regionalização da distribuição efetuou o papel de compactação do intervalo entre os valores mínimo e máximo estimados para o quantil 0,99, conforme mostra os valores da Tabela 6.7. Enquanto na distribuição de Wakeby não regionalizada o quantil 0,99 mínimo foi obtido em Paranavaí no valor de 22,8 e o máximo em Londrina no valor de 63,5 (2,8 vezes maior), com a distribuição regionalizada o mínimo quantil 0,99 obtido foi de 35,2 em Paranavaí e 48,9 em Cambará (1,4 vezes maior).

Tabela 6.7 – Quantis da região CP-3 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada

Estação	Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby não regionalizada				Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby regionalizada			
	0,90	0,95	0,98	0,99	0,90	0,95	0,98	0,99
Cândido de Abreu	21,6	24,5	32,1	43,1	22,2	25,3	33,2	44,3
Cambará	24,6	28,0	36,5	48,4	24,5	28,0	36,6	48,9
Londrina	25,1	31,4	45,6	63,5	22,2	25,3	33,2	44,2
Paranavaí	16,3	17,1	19,3	22,8	17,6	20,1	26,4	35,2
Telêmaco Borba	23,1	26,2	34,0	44,9	23,1	26,4	34,6	46,1
Umuarama	21,8	24,4	31,1	40,5	21,6	24,6	32,3	43,1

6.3.4 Região CP-4

Os quantis obtidos na região CP-4, apresentados na Tabela 6.8, apresentaram discrepância significativa entre as estimativas efetuadas com a distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada. Assim como o verificado nas demais regiões, os quantis estimados pela distribuição regionalizada refletem de forma mais coerente os atributos apresentados na Tabela 5.2, especialmente ao verificar que os quantis regionais em Cascavel e Toledo foram superiores aos quantis das demais regiões.

Tabela 6.8 – Quantis da região CP-4 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada

Estação	Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby não regionalizada				Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby regionalizada			
	0,90	0,95	0,98	0,99	0,90	0,95	0,98	0,99
Cascavel	25,1	28,4	36,5	47,7	26,1	30,7	41,9	57,1
Toledo	29,0	35,7	51,4	72,1	27,9	32,9	44,8	61,0

6.3.5 Região CP-5

Os resultados obtidos na estimativa de quantis para a região CP-5 (Tabela 6.9), demonstram que a distribuição regionalizada é mais coerente com as médias e as máximas das rajadas máximas anuais apresentadas na Tabela 5.2. Enquanto a distribuição não regionalizada estimou em Antonina quantis 0,98 e 0,99 superiores aos estimados em Cerro Azul e Guaratuba, a distribuição regionalizada manteve as características apresentadas na Tabela 5.2, ao estimar quantis 0,98 e 0,99 em Antonina inferiores aos de Guaratuba e, por sua vez, inferiores a Cerro Azul.

Tabela 6.9 – Quantis da região CP-5 estimados pela distribuição de Wakeby regionalizada e não regionalizada

Estação	Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby não regionalizada				Quantis obtidos com a distribuição de Wakeby regionalizada			
	0,90	0,95	0,98	0,99	0,90	0,95	0,98	0,99
Antonina	16,8	20,6	29,5	40,8	15,0	16,7	21,4	28,1
Cerro Azul	21,3	22,8	26,9	33,2	21,5	24,0	30,6	40,3
Guaratuba	19,7	20,3	22,0	24,7	21,4	24,0	30,6	40,2

6.3.6 Mapeamento dos Quantis

Para uma visualização espacial das diferentes magnitudes obtidas nos quantis das regiões CP-1 a CP-5 produziu-se a Figura 6.4, que espacializa o quantil 0,98 obtido com a distribuição de Wakeby regionalizada em todas as estações.

Conforme discutido nas seções anteriores, a região CP-5 (litoral) apresenta os quantis mais baixos, entretanto é clara a influência da elevada rugosidade no entorno da estação de Antonina, ilustrada na Figura 3.6. As estações meteorológicas de Cascavel e Toledo foram as que obtiveram quantis 0,98 mais elevados, tornando a região CP-4 a de maior intensidade de ventos extremos. Na região central do Paraná foram obtidos quantis 0,98 próximos entre si. Em partes da região Sul (no entorno de União da Vitória) e da região Norte do Estado (nas proximidades de Paranavaí) obteve-se quantis 0,98 abaixo da média paranaense e dos obtidos na região central.

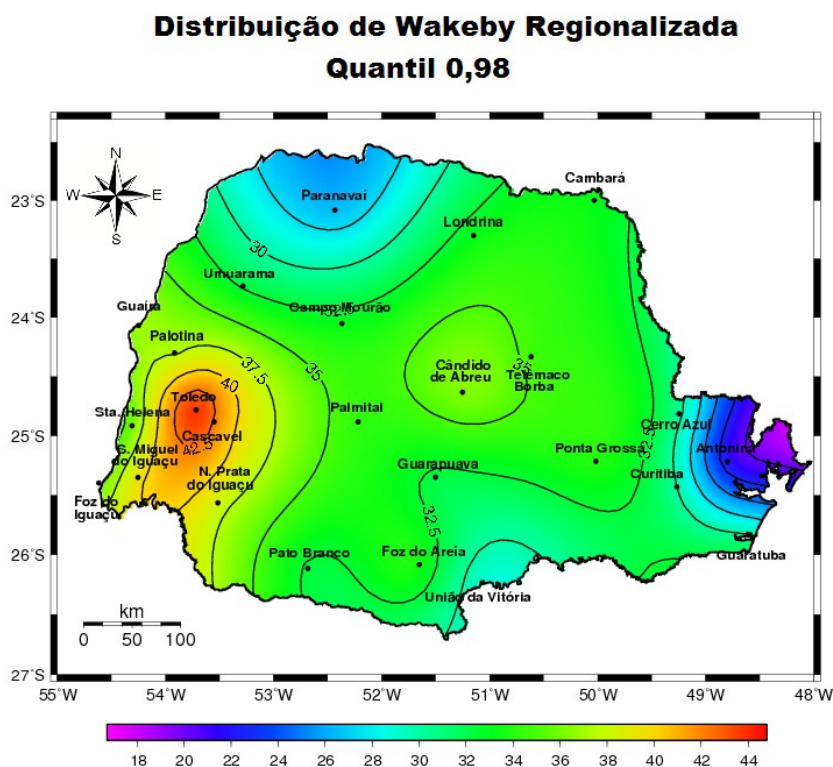


Figura 6.4 – Espacialização do quantil regional 0,98, correspondente a ventos máximos diários com tempo de recorrência de 50 anos

7 Conclusões e Recomendações

A análise de frequência regional no Paraná utilizou séries curtas de rajadas (8 anos) em 26 estações ao longo do Estado para produzir conhecimento acerca da sazonalidade e autocorrelação diária dos ventos extremos no Estado; das regiões paranaenses com padrões de rajada homogêneos (litoral, central, meio-oeste, oeste e norte); e das distribuições de extremos mais adequadas para análise de frequência regional.

As composições horárias das rajadas máximas anuais em distintas regiões do Paraná mostraram que, em geral, os picos de rajadas se constituem em eventos horários isolados ou acompanhados de até mais uma hora com valor extremo de vento, com exceção para a estação de Guarapuava (representativa da região CP-1, central) em que dois casos apresentaram altas velocidades de vento em horas anteriores e posteriores ao pico máximo.

A independência dos dados utilizados (rajadas máximas mensais) na identificação de regiões homogêneas foi reforçada pelos resultados obtidos a partir das autocorrelações diárias LAG-1 a LAG-5 produzidas para cinco estações representativas das diversas regiões paranaenses. A estação que apresentou maior autocorrelação diária foi a de Cerro Azul, com autocorrelação LAG-4 de aproximadamente 0,2.

A identificação de regiões homogêneas foi conduzida de acordo com o método da análise de componentes principais. Com o uso desta técnica, foram identificadas regiões homogêneas no Litoral, no Centro, no Meio-Oeste, no Oeste e no Norte do Paraná. Os resultados obtidos foram validados pelos testes de discrepância e de heterogeneidade descritos em Hosking e Wallis (1997), sendo geograficamente coerentes com as características de relevo e clima do território paranaense.

Os testes de seleção das distribuições regionais, nos quais foram testadas distribuições de dois a cinco parâmetros, indicaram que apenas uma distribuição com menos graus de liberdade como a distribuição de Wakeby (cinco parâmetros) seria capaz de estimar quantis com razoável precisão. Apesar das dificuldades impostas pela curta extensão da série de dados, os resultados obtidos nesta dissertação são semelhantes aos encontrados por Hosking e Wallis (1997) na análise dos ventos nos EUA.

A estimativa da distribuição regional foi conduzida de acordo com o descrito em Hosking e Wallis (1997) por meio do uso de algoritmos propostos por Hosking (2005) e reescritos para uso nesta dissertação. Os quantis regionais estimados exibiram elevada coerência com as diferenças espaciais diagnosticadas na estatística descritiva. Esta coerência

foi significativamente maior nos quantis regionais a que nos quantis não regionais.

De acordo com a espacialização dos quantis regionais 0,90 a 0,99 estimados a partir do ajuste da distribuição de Wakeby, para uma mesma probabilidade de ocorrência (equivalente a um tempo de recorrência de 50 anos) a região composta pelas estações de Cascavel e Toledo apresenta os ventos mais severos do Estado. Seguida pelas regiões Oeste (composta por estações próximas ao reservatório de Itaipu) e Central (composta por estações localizadas desde o Planalto de Curitiba até o Planalto de Guarapuava), nesta ordem. As regiões Norte (em virtude da estação de Paranavaí) e do Litoral apresentaram os mais baixos quantis 0,98 do Paraná.

De forma geral, os resultados desta dissertação mostraram que, apesar das curtas séries de vento e sua conseqüente incerteza, a aplicação de métodos bem aceitos de identificação de regiões homogêneas, de seleção e de ajuste da distribuição de frequência regional para a estimativa dos quantis produz resultados validados por todos os testes estatísticos descritos em Hosking e Wallis (1997) e aplicados neste estudo.

Os equipamentos e a boa manutenção das estações meteorológicas no Paraná fornecem dados com qualidade para a análise de extremos, sendo limitados apenas pelo curto período de observação. Portanto, recomenda-se que este procedimento seja reaplicado periodicamente, a medida que as séries de observações aumentarem. Recomendando-se sua atualização a cada dois anos, de forma que ainda se possa usar os dados que são de boa qualidade mas de curta duração, sendo que essa limitação fica menos restritiva se for usada a análise de frequência regional.

Como proposta de estudo futuro, recomenda-se a regionalização via análise de agrupamentos, com o uso de variáveis explicativas como: latitude e longitude, altitude, precipitação, temperatura, pressão, radiação solar, que podem ser obtidas em qualquer local do Estado do Paraná.

Referências

ABDOULEV, S.; LENSKAIA, O. Linhas de convecção severa. Parte 2: Causas e consequências das variações de velocidade. In: **IX Congresso Brasileiro de Meteorologia**, Campos do Jordão – SP. Anais, v. 2, p. 871-875, 1996.

ABDOULEV, S.; STAROSTIN, A. Evolução de uma linha de convecção e das super-células no Rio Grande do Sul no dia 16 de fevereiro de 1994. In: **VIII Congresso Brasileiro de Meteorologia**, Belo Horizonte – MG. Anais, v. 2, p. 255-258, 1994.

AMERICAN METEOROLOGICAL SOCIETY – AMS. Glossary of meteorology, 2006. Disponível em: <<http://amsglossary.allenpress.com>>. Acesso em: 22/08/2006.

AN, Y.; PANDEY, A. M. Technical note: A comparison of methods of extreme wind speed estimation. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 93, p. 535-545, 2005.

ASNANI, G. C. Theoretical model of thunderstorm winds near the ground. **Indian Journal of Meteorology and Geophysics**, v. 12, p. 7-14, 1961.

ASNANI, G. C. Tropical Meteorology. **Prof. G. C. Asnani**, 1202 p., v. 2, 1993.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS (ABNT). **NBR 5422**: Projeto de linhas aéreas de transmissão de energia elétrica. 1985.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS (ABNT). **NBR 6123**: Forças devidas ao vento em edificações. 66 p., 1988.

BOCCIOLONE, M.; GASPARETO, M.; LAGOMARSINO, S.; PICCARDO, G.; RATTO, C. F.; SOLARI, G. Statistical analysis of extreme wind speeds in Straits of Messina. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 48, p. 359-377, 1993.

BROOKS, H. E.; LEE, J. W.; CRAVEN, J. P. The spatial distribution of severe thunderstorm and tornado environments from global reanalysis data. **Atmospheric Research**, v. 67-68, p. 73-94, 2003.

CAMARGO, R.; PALMEIRA, A. C. P. A.; FREDIANI, M. E. B. Notas de aula: complexos convectivos de mesoescala, 2006. Disponível em: <<http://www.master.iag.usp.br/ensino/Sinotica/AULA18/AULA18.HTML>>. Acesso em: 22/08/2006.

CARDIM, M. Mapeamento do comportamento multivariado das principais variáveis climáticas de interesse agrícola do Estado de São Paulo. **Tese de Doutorado**, 124 p., Universidade Estadual Paulista, Botucatu-SP, 2001.

CARVALHO, L. M. V.; JONES, C. A satellite method to identify structural properties of mesoscale convective systems based on the maximum spatial correlation tracking technique (MASCOTTE). **Journal of Applied Meteorology**, v. 40, p. 1683-1701, 2001.

CASTELÃO, R. M.; MÖLLER JR., O. O. Sobre a circulação tridimensional forçada por ventos na Lagoa dos Patos. **Atlântica**, v. 25(2), p. 91-106, 2003.

CAVALCANTI, I. F. A.; FERREIRA, N. J.; KOUSKY, V. E. Análise de um caso de atividade convectiva associada a linhas de instabilidade na Região Sul e Sudeste do Brasil. In: **II Congresso Brasileiro de Meteorologia**, Pelotas - RS. Anais, v. 4, p. 67-87, Out. 1982.

CHENG, E. D. H.; CHIU, A. N. L. Short-record-based extreme wind simulation. **Journal of Research in National Institute Standardizing Technology**, v. 99, p. 391-397, 1994.

CHENG, E. D. H. Macroscopic extreme wind regionalization. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 77 e 78, p. 13-21, 1998.

COOK, N. J. **The designer's guide to wind loading of building structures. Part 1: Background, Damage Survey, Wind Data and Structural Classification**. Building Research Establishment, Garston, and Butterworths. 371 p, London, 1985.

DAHER, C. A. Defesa Civil: Aspectos históricos, doutrinários e organizacionais. **Gráfica Orionita**, 1ª Edição, Curitiba – PR, 2002.

DALRYMPLE, T. Flood frequency analyses. **Water Supply Paper 1543-A**. U.S. Geological Survey, Reston, VA, EUA, 1960.

DAVIS, T. N. Nothern thunderstorms – Article #324. **Alaska Science Forum**, 1979. Disponível em: <<http://www.gi.alaska.edu/ScienceForum/ASF3/324.html>>. Acesso em: 10/07/2006.

DEAVES, D. M.; BRADBURY, W. M. S. Use of gust speeds in wind hazard analysis: analysis conducted for Eurotunnel. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 57, p. 113-125, 1995.

DIAZ, H. F.; FULBRIGHT, D. C. Eigenvector analysis of seasonal temperatura, precipitation and synoptic-scale system frequency over the contiguous United States. Part I: Winter. **Monthly Weather Review**, v. 109, p. 1267-1284, 1981.

DOTZEK, N.; GRIESER, J.; BROOKS, H. E. Statistical modeling of tornado intensity distributions. **Atmospheric Research**, v. 67-68, p. 163-187, 2003.

DUKES, M. D. G.; PALUTIKOF, J. P. Estimation of extreme winds speeds with very long return periods. **Journal of Applied Meteorology**, v. 34, p. 1950-1961, 1995.

FILL, H. D.; STEDINGER, J. R. Using regional regression within index flood procedures and an empirical Bayesian estimator. **Journal of Hydrology**, v. 210, p. 128-145, 1998.

FREEMAN, P. K.; MARTIN, L. A.; BAYER, J. L.; MECHLER, R.; PFLUG, G.; WARNER, K. Disaster risk management: national systems for the comprehensive management of disaster risk and financial strategies for natural disaster reconstruction. **Relatório Técnico do Banco Interamericano de Desenvolvimento**. Washington – EUA, 2003.

GAMACHE, J.F.; HOUZE JR., R. A. Mesoscale air motions associated with a tropical squall

line. **Monthly Weather Review**, v. 110, p. 118-135, 1982.

GAN, M. L. Ciclogênese e ciclones sobre a América do Sul. **Tese de Doutorado**. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – INPE. São José dos Campos - SP, 1992.

GOLIGER, A. M.; RETIEF, J. V. Identification of zones of strong winds events in South Africa. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 90, p. 1227-1235, 2002.

GRAY, W. M. Tropical cyclone genesis. **Dept. of Atmos. Sci. paper No. 232**, Colorado State University, EUA, 121 p., 1975.

GREENWOOD, J. A.; LANDWEHR, J. M.; MATALAS, N. C.; WALLIS, J. R. Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. **Water Resources Research**, v. 15, p. 1049-1054, 1979.

GRIGORIU, M. Estimates of extreme winds from short records. **Journal of Structure Engineering**, v. 110, p. 1467-1484, 1984.

GUETTER, A. K.; HOFFMAN, J. N.; MELLO, J. L. S. Parâmetros meteorológicos aplicáveis para o projeto de linhas de transmissão no Paraná. In: **XVIII Seminário Nacional de Produção e Transmissão de Energia Elétrica**, Curitiba – PR, Out. 2005a.

GUETTER, A. K.; ANDRADE, F. O.; GONÇALVES, R. C. Efeito do vento sobre o reservatório de Itaipu: cenários de vento e impacto no balanço hídrico. In: **XVI Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos**, João Pessoa – PB, Nov. 2005b.

HARRIS, R. I. Improvements to the 'Method of Independent Storms'. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 80, p. 1-30, 1999.

HOSKING, J. R. M. The theory of probability weighted moments. **RC 12210 (#54860)**. 160 p., 1986.

HOSKING, J. R. M. *L*-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. **Journal of the Royal Statistical Society, Series B**, v. 52, p. 105-124, 1990.

HOSKING, J. R. M.; WALLIS, J. R. Regional frequency analysis: an approach based on *L*-moments. **Cambridge University Press**, 224 p., 1997.

HOSKING, J. R. M. Fortran routines for use with the method of *L*-moments. **Research report RC 20525(90933) 8/5/96, revision 7/25/05 – IBM Research Division**, 33 p., 2005.

HOUZE, R. A. Cloud dynamics. **Academic Press**, 570 p., 1993.

INSTITUTO AGRONÔMICO DO ESTADO DO PARANÁ (IAPAR). Cartas climáticas do Estado do Paraná, 2000.

JUNIOR, A. M. M.; TAN, A. L.; FERNANDES, D. Velocidades de vento de elevada intensidade ocorridas em Florianópolis e Passo Fundo – um enfoque estatístico metodológico

para projetos de LT's. In: **XVII Seminário Nacional de Produção e Transmissão de Energia Elétrica**, Uberlândia-MG, Outubro de 2003.

KASPERSKI, M. A new wind zone map of Germany. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 90, p. 1271-1287, 2002.

KNEIB, R. Estudo observacional de linhas de instabilidade no Estado do Paraná. **Dissertação de Mestrado**. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais – INPE. São José dos Campos, 2004.

LEMO, C. F.; CALBETE, N. O. **Boletim Climanalise: Sistemas frontais que atuaram no litoral de 1987 a 1995**. Disponível em <<http://www.cptec.inpe.br/products/climanalise/cliesp10a/14.html>>. Acesso em 09/12/2005.

LETTENMAIER, D. P.; POTTER, K. W. Testing flood frequency estimation methods using a regional flood generation model. **Water Resources Research**, v. 21, p. 1903-1914, 1985.

MAACK, R. Geografia física do estado do Paraná. **BADEP/UFPR/IBPT**, 350p., Curitiba, 1968.

MADDOX, R. A. Mesoscale convective complexes. **Bulletin of the American Meteorological Society**, v. 61, p. 1374-1387, 1980.

MANASSEH, R.; MIDDLETON, J. H. The surface wind gust regime and aircraft operations at Sydney airport. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 79, p. 269-288, 1999.

MELO JR., J. C. F.; SEDIYAMA, G. C.; FERREIRA, P. A.; LEAL, B. G. Determinação de regiões homogêneas quanto à distribuição de frequência de chuvas no leste do Estado de Minas Gerais. **Rev. bras. eng. agríc. ambient.**, v.10, p.408-416, 2006.

MORAN, J. M.; MORGAN, M. D. Meteorology: the atmosphere and the science of weather. **Macmillan Publishing Company**, 2ª Ed., 557 p., New York, 1989.

NASCIMENTO, E. L. Previsão de tempestades severas utilizando-se parâmetros convectivos e modelos de mesoescala: uma estratégia operacional adotável no Brasil? **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 20, p. 121-140, 2005.

NATURAL ENVIRONMENT RESEARCH COUNCIL. Flood studies report, vol. 1. **Natural Environment Research Council**, Londres, Reino Unido, 1975.

OLIVEIRA, A. S. **Interação entre sistemas frontais e convecção na América do Sul e convecção na Amazônia**. Dissertação (Mestrado em Meteorologia) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos. 1986.

OLIVER, S. E.; MORIARTY, W. W.; HOLMES, J. D. A risk model for design of transmission line systems against thunderstorm downburst winds. **Engineering Structures**, v. 22, p. 1173-1179, 2000.

ORGANIZAÇÃO METEOROLÓGICA MUNDIAL. Manual on Codes: International Codes. Vol. 1, Part A – Alphanumeric Codes. WMO - No. 306. 1995.

- PALUTIKOF, J. P.; KELLY, P. M.; DAVIES, T. D.; HALLIDAY, J. A. Impacts of spatial and temporal windspeed variability on wind energy output. **Journal of Climate and Applied Meteorology**, v. 26, p. 1124-1133, 1987.
- PALUTIKOF, J. P.; BRABSON, B. B.; LISTER, D. H.; ADCOCK, S. T. A review of methods to calculate extreme wind speeds. **Journal of Applied Meteorology**, v. 6, p. 119-132, 1999.
- PEARSON, C. P. New Zeland regional flood frequency analysis using *L*-moments. **Journal of Hydrology (New Zeland)**, v. 30, p. 53-64, 1991.
- PETERKA, J. A. Improved extreme wind prediction for the United States. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 41-44, p. 533-541, 1992.
- PRATES, J. E.; GUETTER, A. K.; ZAICOVSKI, M. B. Previsão climática no SIMEPAR. **Relatório Técnico do SIMEPAR**, no. 004/2000. Curitiba – PR, 2001a.
- PRATES, J. E.; GUETTER, A. K.; ZAICOVSKI, M. B.; MENDES, M. A. Mapeamento da temperatura média horária para projetos de linhas de transmissão. **Relatório Técnico do SIMEPAR**, no. 008/2001. Curitiba – PR, 2001b.
- SACRÉ, C. Extreme wind speed in France: the '99 storms and their consequences. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 90, p. 1163-1171, 2002.
- SANSIGOLO, C. A.; NERY, J. T. Análise de fatores comuns e agrupamentos das precipitações nas regiões sudeste e sul do Brasil. In: **X Congresso Brasileiro de Meteorologia**, Brasília-DF, 1998.
- SATYAMURTI, P.; MATTOS, L. F. Climatological lower trophosferic frontogenesis in the midlatitudes due to horizontal deformation and divergence. **Monthly Weather Review**, v. 108, p. 410-520, 1989.
- SHAFFER, M. A.; FIEBRICH, C. A.; ARNDT, D. S. Quality assurance procedures in the Oklahoma mesonet. **Journal of Atmospheric and Oceanic Technology**, v. 17, p. 474-494, 2000.
- SILVA DIAS, M. A. F. Sistemas de mesoescala e previsão de tempo a curto prazo. **Revista Brasileira de Meteorologia**, v. 2, p. 133-150, 1987.
- SILVA DIAS, M. A. F. Complexos convectivos de mesoescala sobre a Região Sul do Brasil. *Climanálise Especial*, Edição Comemorativa de 10 anos. **MCT/INPE/CPTEC**, Cap. 22, 1996.
- SIMI, E.; SCANLAN, R. H. Wind effects on structures: an introduction to wind engineering. **Wiley-Interscience**, 589 p., New York, 1986.
- TABAJARA, L. L.; MARTINS, L. R.; ALMEIDA, L. E. S. B. Resposta e recomposição das praias e dunas após sequência de ciclones extratropicais. **Gravel**, v. 2, p. 104-121, 2004.
- U.S. NATIONAL WEATHER SERVICE. **Jetstream: an online school for weather.**

Disponível em: <<http://www.srh.weather.gov/srh/jetstream>>. Atualizado em 02/11/2004. Acesso em 18/07/2006.

U.S. WATER RESOURCES COUNCIL. Guidelines for determining flood flow frequency. **Bulletin 17, Hydrology Committee**, Washington, D.C., EUA, 1976.

U.S. WATER RESOURCES COUNCIL. Guidelines for determining flood flow frequency. **Bulletin 17A, Hydrology Committee**, Washington, D.C., EUA, 1977.

U.S. WATER RESOURCES COUNCIL. Guidelines for determining flood flow frequency. **Bulletin 17B, Hydrology Committee**, Washington, D.C., EUA, 1981.

VELASCO, I.; J. M. FRITSCH. Mesoscale Convective Complexes in the Americas. **Journal of Geophysical Research**, 92 (D8), p. 9591-9613, 1987.

WAGNER, C. S.; BERNARDES, L. R. M.; CORREA, A. R.; BORROZINO, E. Velocidade e direção predominante dos ventos no Estado do Paraná. **Fundação Instituto Agrônômico do Paraná**, 56 p., Londrina – PR, 1989.

WALLIS, J. R.; MATALAS, N. C.; SLACK, J. R. Just a moment! **Water Resources Research**, v. 10, p. 211-219, 1974.

WALLIS, J. R.; WOOD, E. F. Relative accuracy of log Pearson III procedures. **Journal of Hydraulic Engineering**, v. 111, p. 1043-1056, 1985.

WILTSHIRE, S. E. Grouping basins for regional flood frequency analysis. **Hydrological Sciences Journal**, v. 30, p. 151-159, 1985.

WILTSHIRE, S. E. Regional flood frequency analysis I: Homogeneity statistics. **Hydrological Sciences Journal**, v. 31, p. 321-333, 1986.

WU, Y.; RAMAN, S. Effect of land-use pattern on the development of low-level jets. **Journal of Applied Meteorology**, v. 36, p. 573-590, 1997.

ŻURAŃSKI, J. A.; JAŚPIŃSKA, B. Directional analysis of extreme wind speeds in Poland. **Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics**, v. 65, p. 13-20, 1996.

Apêndice A – Vendavais e Sistemas Meteorológicos Associados

Análises de ameaças de vendavais normalmente são realizadas utilizando-se a série de dados como um todo. Entretanto, para algumas regiões, a diferenciação entre os mecanismos meteorológicos geradores de ventos extremos pode levar a um processo de particionamento da série de dados, possibilitando análises de extremos mais condizentes com a realidade. Para avaliar a necessidade e o modo adequado de segregação dos dados de rajada é preciso conhecer os sistemas meteorológicos capazes de produzir ventos extremos.

Neste apêndice são apresentadas complementações à descrição de sistemas meteorológicos associados aos vendavais, apresentada no sub-capítulo 2.1.1 desta dissertação.

A.1 Sistemas Meteorológicos de Escala Sinótica

A sucessão incessante de sistemas meteorológicos de escala sinótica, como linhas de instabilidade, frentes, ciclones e anti-ciclones, é diretamente responsável pelas diárias variações do tempo (MORAN e MORGAN, 1989). Neste sub-capítulo estão descritas as principais características dos sistemas meteorológicos de escala sinótica capazes de gerar ventos extremos.

A.1.1 Descrição do Desenvolvimento de Linhas de Instabilidade

Kneib (2004) descreve as condições atmosféricas que levaram ao desenvolvimento de um sistema de linhas de instabilidade (LI), exibido nas Figuras A.1 e A.2, formado na fronteira de SC com o PR no dia 08 de setembro de 1999, em torno das 1500 UTC. Este sistema provocou rajadas de vento de $17,2 \text{ m s}^{-1}$ as 1700 UTC na cidade de Lapa (centro-leste do Estado) e $18,5 \text{ m s}^{-1}$ as 2200 UTC na cidade de Fernandes Pinheiro (centro do Estado).

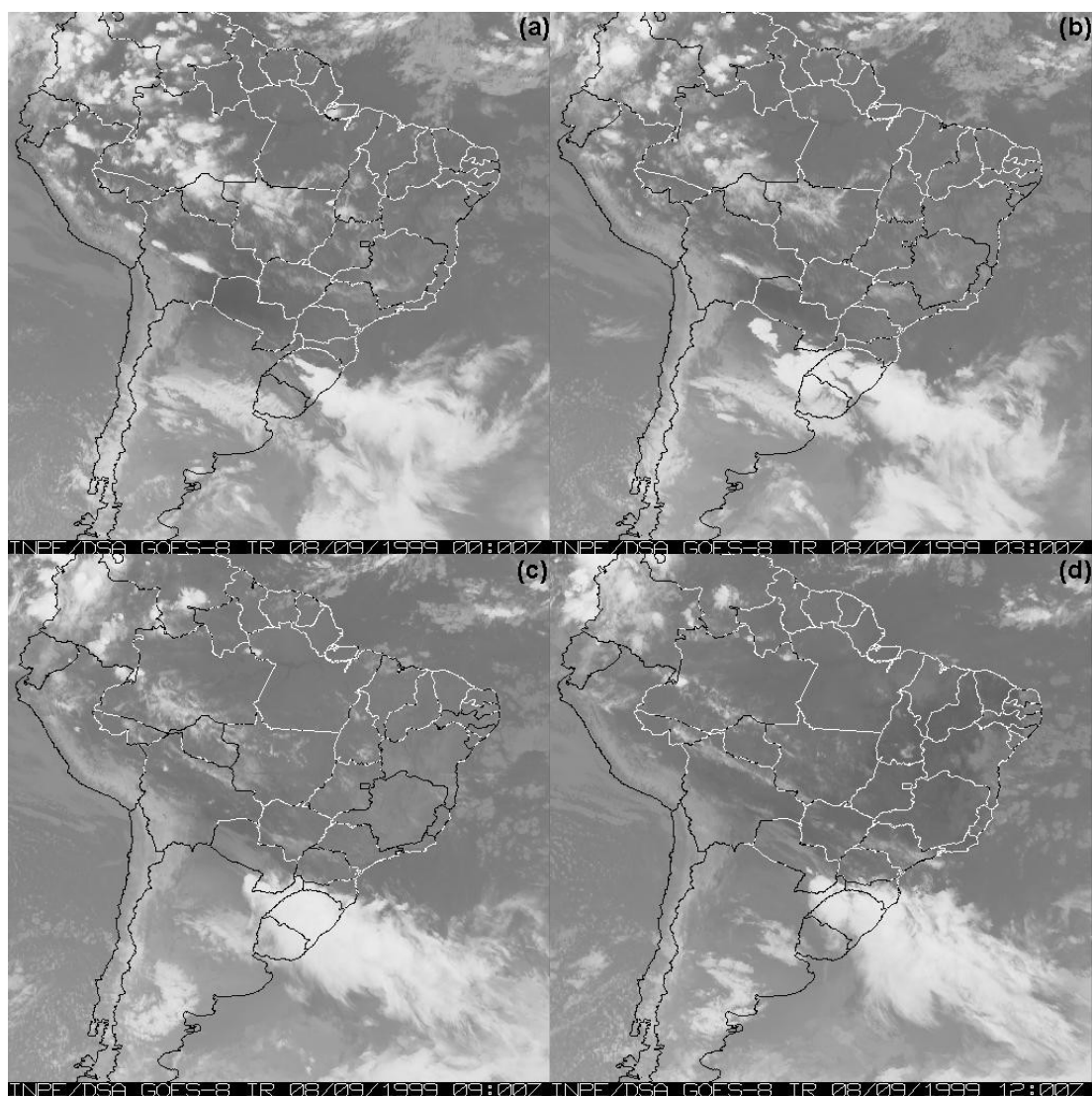


Figura A.1 – Imagens de satélite GOES-8 da LI atuante no Estado do Paraná nas datas: 08/09/1999 às (a) 0000 UTC, (b) 0300 UTC, (c) 0900 UTC e (d) 1200 UTC

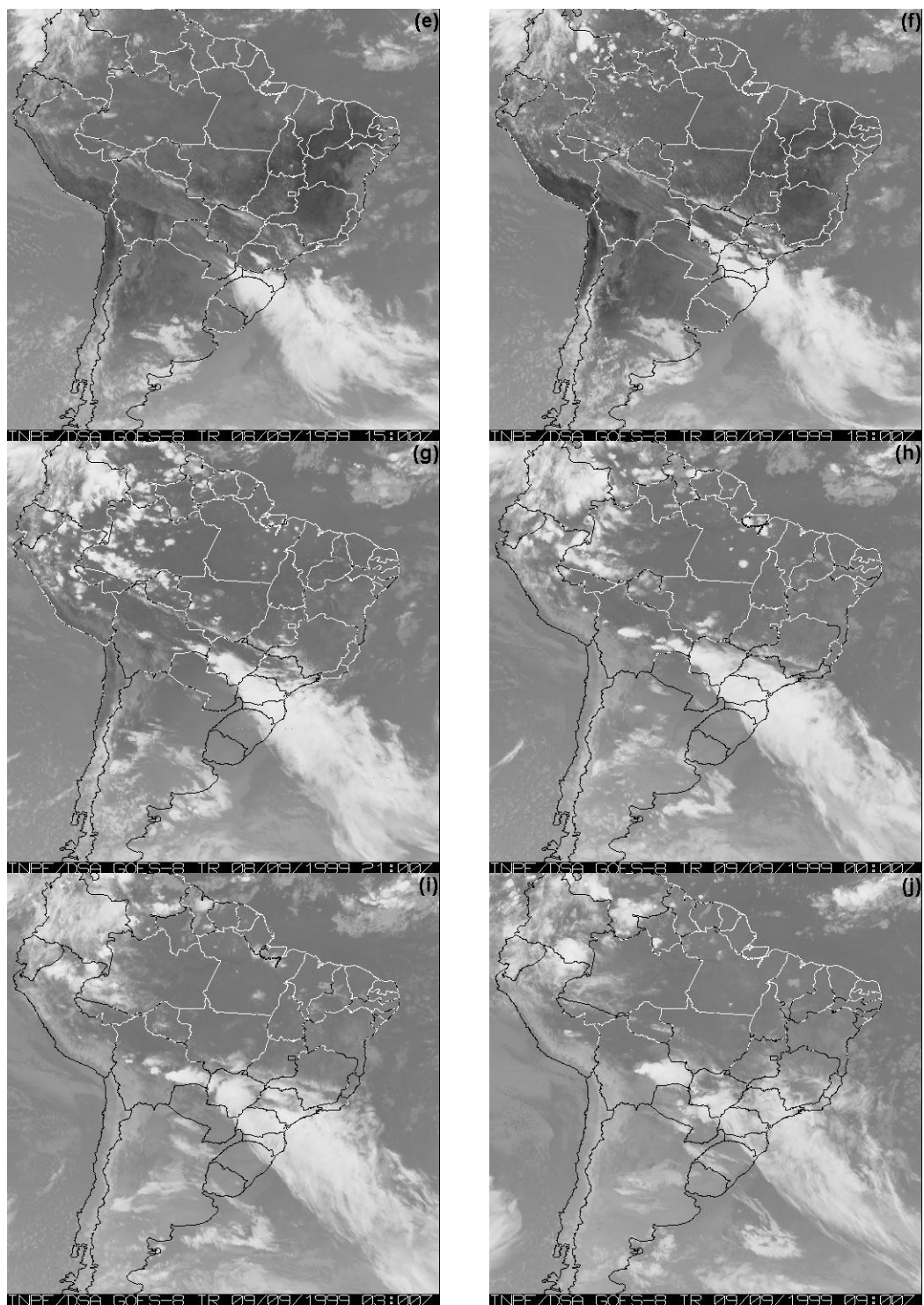


Figura A.2 – (Continuação) Imagens de satélite GOES-8 da linha de instabilidade atuante no Estado do Paraná nas datas: 08/09/1999 às (f) 1800 UTC, (g) 2100 UTC, e 09/09/1999 às (h) 0000 UTC, (i) 0300 UTC, (j) 0900 UTC

A.1.2 Sistemas Frontais

Os sistemas frontais são compostos por uma frente fria, uma frente quente e um centro de baixa pressão em superfície, chamado ciclone, conforme esquema de planta da Figura A.3 e transversal da Figura A.4. Tais sistemas são os principais responsáveis pelas instabilidades atmosféricas no território brasileiro, já que atuam durante o ano todo no Brasil causando forte convecção, principalmente nas latitudes médias (entre 20°S e 35°S) (LEMOS e CALBETE, 2005). A Tabela A.1 apresenta as alterações típicas nas condições de temperatura, umidade, nuvens, precipitação e ventos causadas por um sistema frontal.

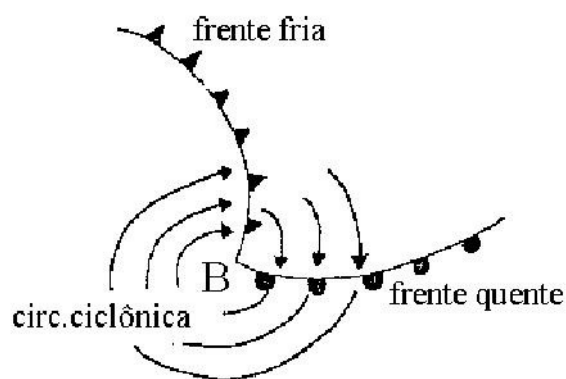


Figura A.3 – Esquema de um sistema frontal (CAMARGO *et al.*, 2006)

As imagens de satélite são uma ótima ferramenta para acompanhar a formação e o deslocamento dos sistemas frontais. A frente fria em uma imagem de satélite, aparece comumente, como bandas que se estendem de milhares de quilômetros de comprimento e centenas de quilômetros de largura, apresentando muitas camadas de nebulosidade. As frentes frias geralmente possuem curvatura horária e, quando ativas, possuem nuvens convectivas com topos bem altos e frios, que podem ser identificadas pela cor branca nas imagens de satélite. Quando fracas, as frentes frias possuem bandas mais estreitas e fragmentadas, chegando a não apresentar nebulosidade sobre a terra, com tonalidade acinzentada na imagem de satélite. Na Figura A.5 a frente fria estende-se desde o Paraguai até o Oceano Atlântico Sul, passando pelo Estado do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

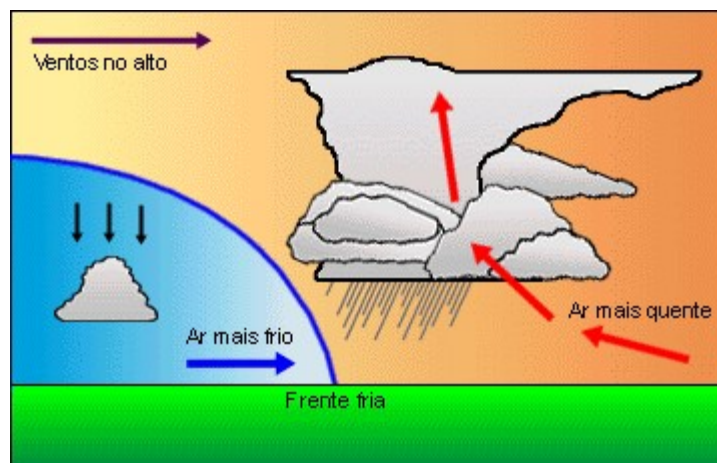


Figura A.4 – Esquema transversal de um sistema frontal

Tabela A.1 – Alterações no ambiente causadas pela atuação de um sistema frontal (KNEIB, 2004)

Elementos	Frente Fria
Temperatura do ar	Forte queda, abrupta, com a passagem da frente
Umidade Relativa	Alta, pequeno decréscimo com a passagem da frente
Nuvens	Com a chegada da frente nuvens com grande desenvolvimento vertical (profundas), mas a nebulosidade predominante é estratiforme e se desfaz lentamente após a passagem da frente.
Precipitação	A faixa de chuvas cobre uma área extensa e possui uma banda estreita de precipitação intensa localizada nas bordas do sistema frontal frio. Verificam-se chuvas moderadas e pesadas com a passagem frontal, e chuvas contínuas por algum tempo após a passagem frontal.
Vento	Direção do vento pronunciada, seguida por decréscimo na velocidade adiante da frente. A direção muda abruptamente de norte ou noroeste para sul ou sudoeste. Podem ocorrer rajadas de vento com a aproximação e passagem da frente.

Obs.: As características citadas acima podem variar de caso para caso, porque nem todas as frentes frias se comportam iguais.

As regiões Sul e Sudeste do Brasil estão mais propensas à forte convecção gerada pelos sistemas frontais (da ordem de 10 m.s^{-1}), por serem regiões capazes de gerá-los ou intensificá-los (SATYAMURTY e MATTOS, 1989). Durante o verão estas frentes se associam a um sistema de baixa pressão em superfície sobre o Paraguai (baixa do Chaco) e intensificam-se. No inverno, os sistemas frontais são capazes de gerar granizos. A Figura A.6 exibe a configuração típica dos sistemas frontais sobre o território brasileiro.

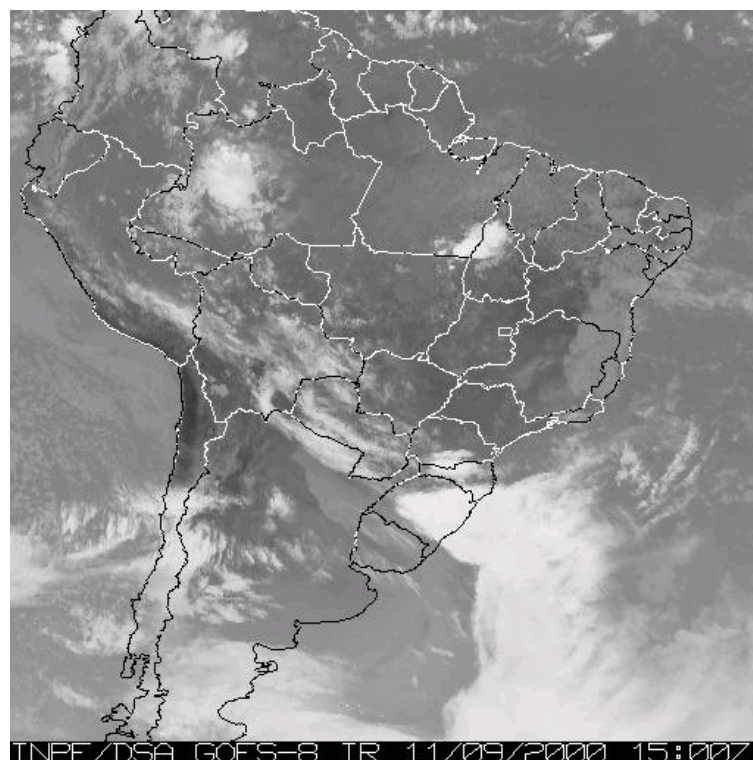


Figura A.5 – Imagem de satélite de um sistema frontal atuante na região Sul do Brasil

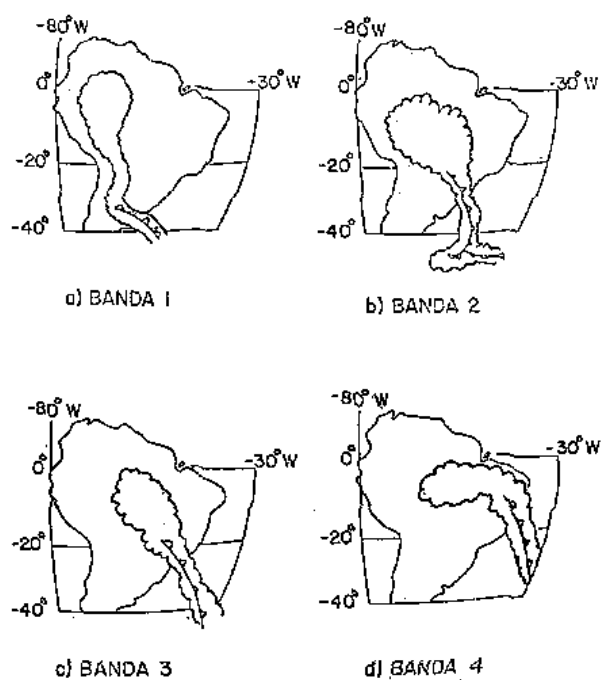


Figura A.6 – Esquema típico das estruturas de diferentes sistemas frontais sobre o território brasileiro, OLIVEIRA (1986)

A.1.3 Ciclones

O ciclo de vida típico dos ciclones foi primeiramente conceitualizado por meteorologistas noruegueses nas décadas de 1910 e 1920. Neste modelo inicialmente se supõe que exista uma frente, em geral estacionária, separando massas de ar com diferentes temperaturas (Figura A.7). Então, supõe-se que uma onda se formará como um distúrbio em um nível mais alto associado às correntes de ar que se deslocam ao longo da frente (Figura A.8). As precipitações iniciam-se com maior magnitude na área verde escuro da Figura A.8. Conforme a onda se intensifica, as frentes quente e fria se tornam mais organizadas (Figura A.9). A onda se torna um sistema maduro de baixa pressão, enquanto a frente fria, movendo-se mais rápido que a frente quente, se choca com esta última (Figura A.10). Conforme a frente fria avança sobre a frente quente a oclusão se intensifica e eventualmente causa uma interrupção no suprimento de ar quente e úmido, provocando a dissipação gradual do sistema de baixa pressão (Figura A.11) (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004).

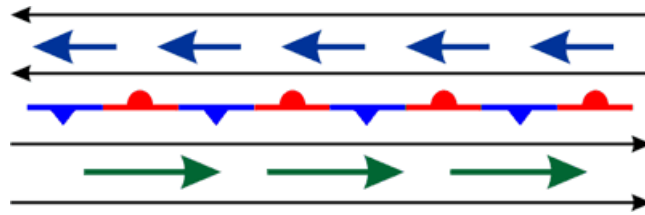


Figura A.7 – Configuração inicial: frentes quente e fria em geral estacionárias (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)

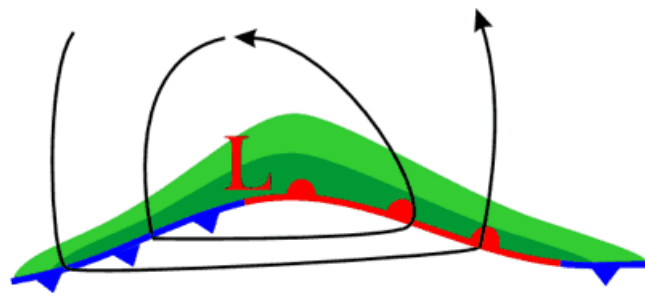


Figura A.8 – Formação da onda como um distúrbio em um nível mais alto (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)

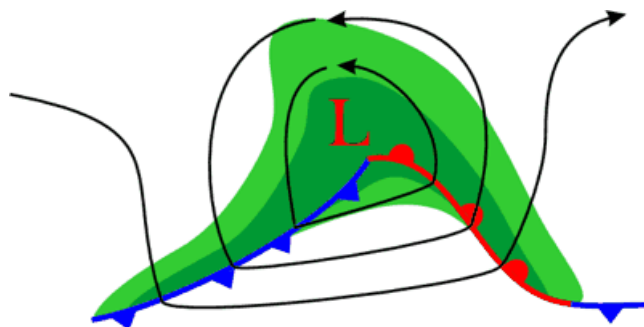


Figura A.9 – Intensificação da onda (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)

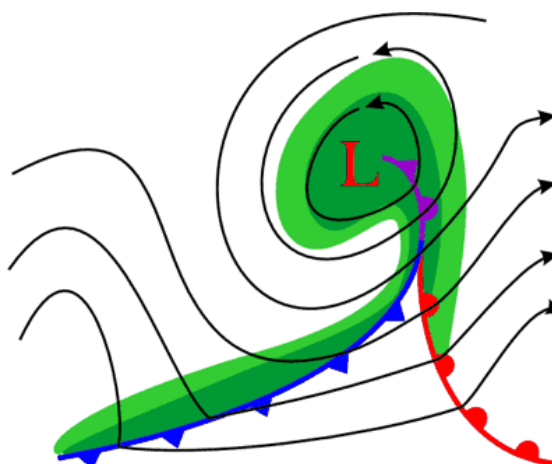


Figura A.10 – Sistema maduro de baixa pressão (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)

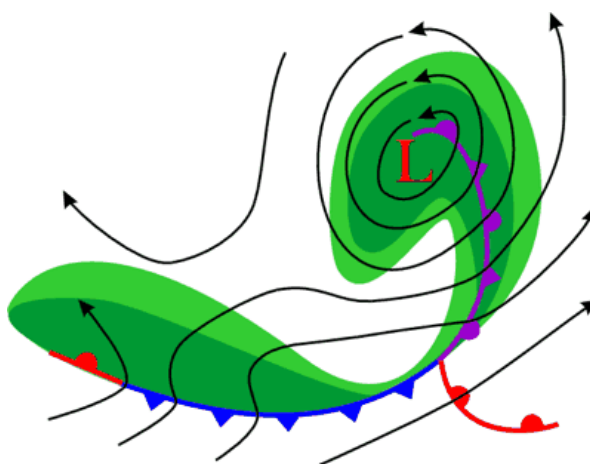


Figura A.11 – Dissipação gradual do sistema (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)

A localização geográfica da formação e a trajetória típica dos ciclones na América do Sul foi estudada por Gan (1992) por meio de análise climatológica dos ciclones e das ciclogêneses utilizando dados de 1978 a 1988 na região 90°W a 30°W – 15°S a 50°S. Este estudo mostrou variação interanual no número de ciclogêneses, variando entre 86 no ano de 1981 a 135 no ano de 1983, bem como variação sazonal, sendo o mês de maio o de maior ocorrência de ciclogêneses (134) e o de dezembro o de menor ocorrência (71).

A Tabela A.2 apresenta os resultados da climatologia de ciclogêneses de Gan (1992), onde pode-se observar que o inverno (305) e o outono (302) são as estações de maior ocorrência de ciclogêneses e o verão (207) é a estação de menor ocorrência. A Figura A.12 apresenta os mesmos resultados, porém espacializados em forma de isolinhas do número de ciclogêneses observadas em cada estação do ano.

Tabela A.2 – Número de ciclogêneses na região 90°W a 30°W – 15°S a 50°S (GAN, 1992)

Ano	jan	fev	mar	abr	mai	jun	jul	ago	set	out	nov	dez	Total
1979	4	9	7	4	18	3	9	11	4	9	9	6	93
1980	8	11	5	9	7	10	12	11	9	8	12	9	111
1981	7	7	8	13	4	5	8	6	6	6	9	7	86
1982	7	7	8	5	13	12	10	3	11	11	2	8	97
1983	8	4	12	9	14	14	14	13	12	15	11	9	135
1984	7	7	7	6	20	15	13	4	12	12	8	8	119
1985	11	10	7	11	15	11	10	6	10	15	4	4	114
1986	8	6	10	11	20	11	7	14	6	7	5	4	109
1987	3	6	7	9	7	11	17	19	13	12	6	7	117
1988	10	5	9	11	16	9	7	10	7	10	7	9	110
Total	73	72	80	88	134	101	107	97	90	105	73	71	1091

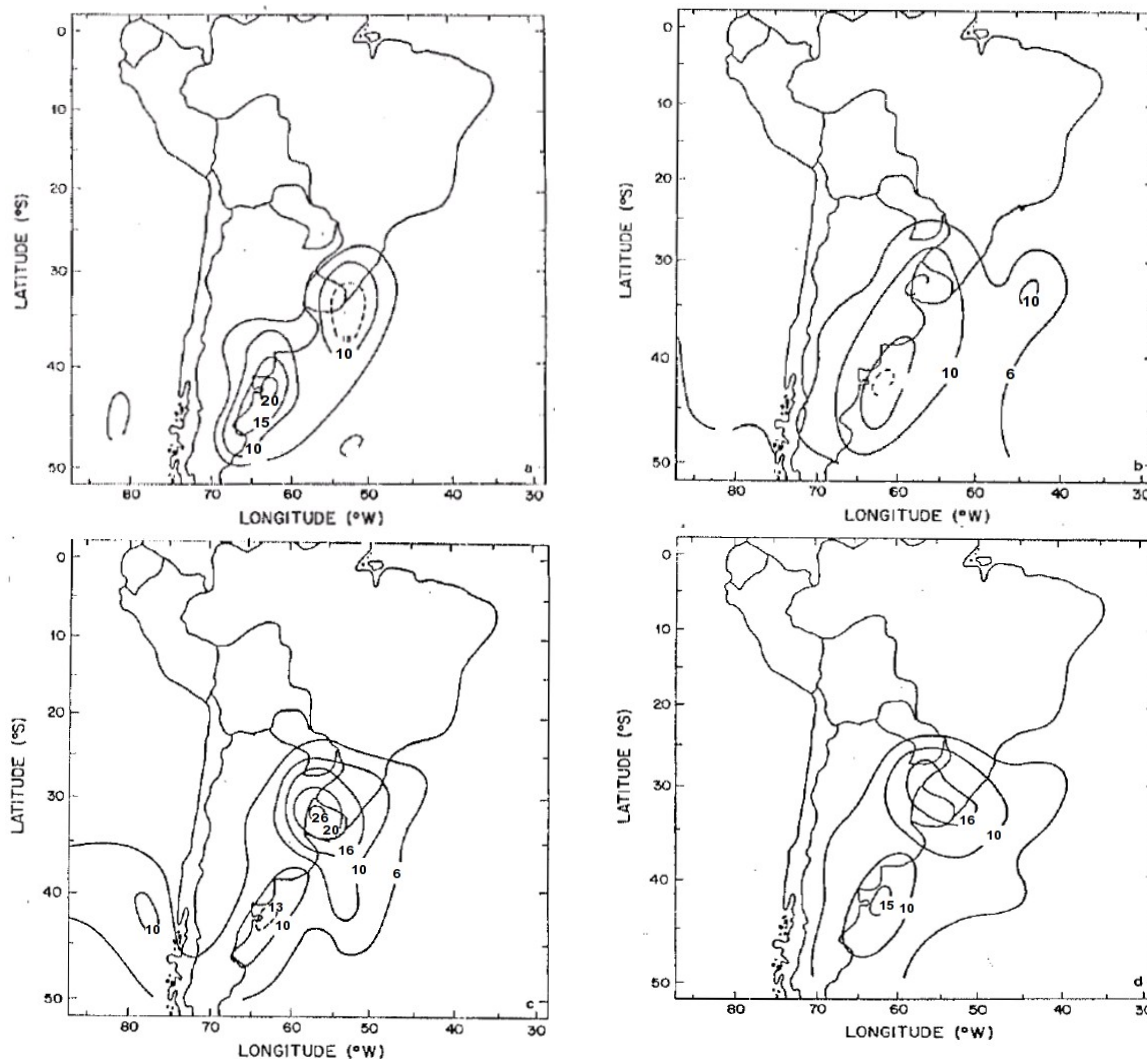


Figura A.12 – Espacialização do número de ocorrências de ciclogêneses na região 90°W a 30°W – 15°S a 50°S (Gan, 1992)

Gan (1992) também analisou os deslocamentos típicos dos ciclones originados em diferentes faixas de latitude (15°S a 30°S, 30° a 40°S e 40° a 50°S). Nas duas faixas mais ao norte, a maior parte dos ciclones se deslocaram para sudeste em qualquer época do ano, já na faixa mais ao sul o deslocamento predominante foi para leste em todas as épocas do ano.

Alguns ciclones extratropicais atuantes no Oceano Atlântico Sul, próximo à costa do Paraná surgem em latitudes extremas no Oceano Pacífico Sul e atravessam a Cordilheira dos Andes ao sul de 40°S associados a sistemas frontais (por esta razão são classificados como sistemas de escala sinótica). Estes sistemas podem se intensificar no litoral do Uruguai e da Argentina, gerando ventos da ordem de 15 m/s que eventualmente podem atingir a costa paranaense (GAN, 1992 e TABAJARA *et al.*, 2004).

Já os ciclones tropicais (com ventos acima de $32,9 \text{ ms}^{-1}$) se desenvolvem em águas quentes, com temperatura acima de 27°C , localizadas próximas à Linha do Equador, onde vórtices ciclônicos estão presentes quase que permanentemente. Dependendo da oferta de energia, das condições de temperatura e de fluxo de ar do meio, os ciclones tropicais podem se intensificar tornando-se furacões no mar do Caribe e América do Norte, tufões na Ásia e Willy-Willies na Oceania (ASNANI, 1993). Dessa forma, devido às menores temperaturas da superfície do mar (abaixo de 27°C) e a conseqüente baixa oferta de energia, ciclones tropicais intensificados são desconhecidos no Oceano Atlântico Sul.

Gray (1975 *apud* ASNANI, 1993) conduziu um estudo bastante similar ao de Gan (1992) analisando a ciclogênese de ciclones tropicais na atmosfera global. Seus resultados mostraram que a maior parte dos ciclones tropicais surgem no Oceano Pacífico Norte, sendo que os três grandes oceanos apresentam áreas de surgimento de ciclones tropicais, como mostra a Figura A.13. Uma constatação importante para a análise de frequência de vendavais é a de que ciclones tropicais não surgem no Oceano Atlântico Sul.

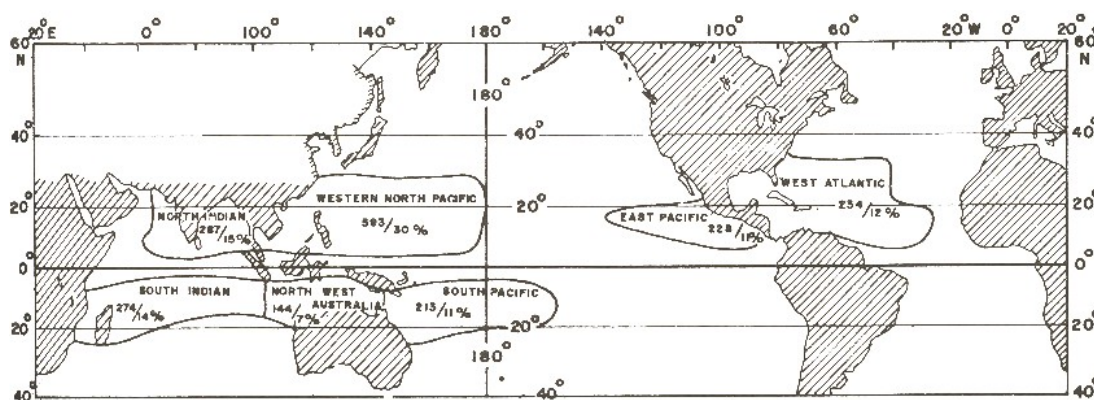


Figura A.13 – Frequência percentual de ciclones tropicais (GRAY, 1975 *apud* ASNANI 1993)

A.2 Sistemas Meteorológicos de Mesoescala

Sabe-se que os sistemas meteorológicos sinóticos concentram a maior parte de sua energia em sistemas meteorológicos de meso-escala (com escala de comprimento característico de aproximadamente 100 km e escala de tempo de aproximadamente 5 horas) (ASNANI, 1993). Neste sub-capítulo estão descritos os principais sistemas meteorológicos de mesoescala capazes de gerar vendavais.

A.2.1 Sistemas e Complexos Convectivos de Mesoescala

De acordo com Maddox (1980), o ciclo de vida dos CCMs pode ser dividido em gênese, desenvolvimento, estágio maduro e dissipação.

No estágio gênese um número de tempestades severas individuais se desenvolvem em uma região onde as condições de vento vertical na troposfera e instabilidade atmosférica são favoráveis para convecção. Neste estágio, efeitos de pequena escala como a topografia e fontes de calor exercem influência significativa na formação do CCM. A liberação de calor latente e o aquecimento por compressão na ambiente ao entorno podem se combinar para produzir uma região de escala meso- β de aquecimento anômalo. Em níveis médios, a introdução de ar ambiente potencialmente frio produz forte evaporação, que induz mesoaltas e correntes descendentes de ar frio que podem alcançar a superfície.

Na fase de desenvolvimento, o ambiente em larga-escala inicia a resposta às presenças da região anômala devido à sua alta temperatura e da camada de introdução de ar potencialmente frio. Na superfície, frentes de rajada e fluxos de saída oriundos das tempestades individuais se associam para produzir uma extensa mesoalta fria. Fortes fluxos de umidade e ar instável continuam a contribuir para o crescimento do sistema. Em resposta ao aquecimento produzido pelas tempestades severas no estágio gênese, ocorre a convergência de ar dos níveis médios da troposfera para o sistema, onde são incorporados em uma região central de ascendência em mesoescala.

No estágio maduro, elementos intensamente convectivos continuam a se formar em uma região úmida, com baixa tensão de cisalhamento vertical do vento e onde a introdução de fluxos de ar mantém o sistema bastante instável. Em geral, a característica predominante no estágio maduro é a vasta extensão da zona de circulação vertical das massas de ar nos níveis médios da troposfera e da área de precipitação. Além disso, a característica de núcleo quente da circulação em mesoescala pode produzir uma mesobaixa, que aumenta a convergência dentro do sistema, logo acima da mesoalta associada com a camada rasa de ar superficial frio. Neste momento, uma vasta mesoalta está presente em níveis mais altos sobre o sistema.

No estágio dissipação ocorrem rápidas mudanças na configuração do CCM, por diversos motivos: o domo de ar frio adiante do sistema pode se tornar tão intenso que a superfície da zona de convergência pode se deslocar para fora da região média de ascendência em mesoescala, em direção a uma região de subsidência em níveis altos e médios; o sistema pode se mover para um ambiente de larga-escala distinto em que os campos de escoamento

relativo mudam e a convergência de umidade em baixos níveis reduz significativamente; ou o sistema pode se deslocar para um ambiente de larga-escala seco e mais estável. Apesar de o CCM rapidamente perder sua organização em escala meso- α , o ar frio, o contorno do fluxo de saída em superfície, a nebulosidade e as chuvas fracas podem persistir por algumas horas.

Provavelmente o maior diferencial entre os CCM e outros sistemas atmosféricos é a sua associação com uma região de convergência em níveis médios da troposfera e com ascendências em mesoescala. O desenvolvimento desta característica é particularmente importante porque reflete a organização em meso- α , a estrutura e dinâmica que são bastante distintos de outros tipos de sistemas meteorológicos (MADDOX, 1980).

Velasco e Fritsch (1987) estudaram a climatologia dos CCMs sobre a América do Sul. Seus resultados mostraram que são grandes as variações interanual e sazonal da ocorrência destes sistemas nesta região (foram identificados 22 CCMs em 1981 e 56 CCMs em 1983). Estes autores também mostraram que o estágio gênese dos CCMs tipicamente acontece por volta das 19h00 do dia, alcançando a fase desenvolvimento por volta das 21h30, a fase madura em torno das 03h00 e finalizam o estágio dissipação por volta das 09h00.

As trajetórias típicas dos CCMs sobre a América do Sul, determinadas por Velasco e Fritsch (1987) e ilustradas na Figura A.14, têm geralmente início próximo aos Andes e percorrem a atmosfera continental no sentido oeste-leste.

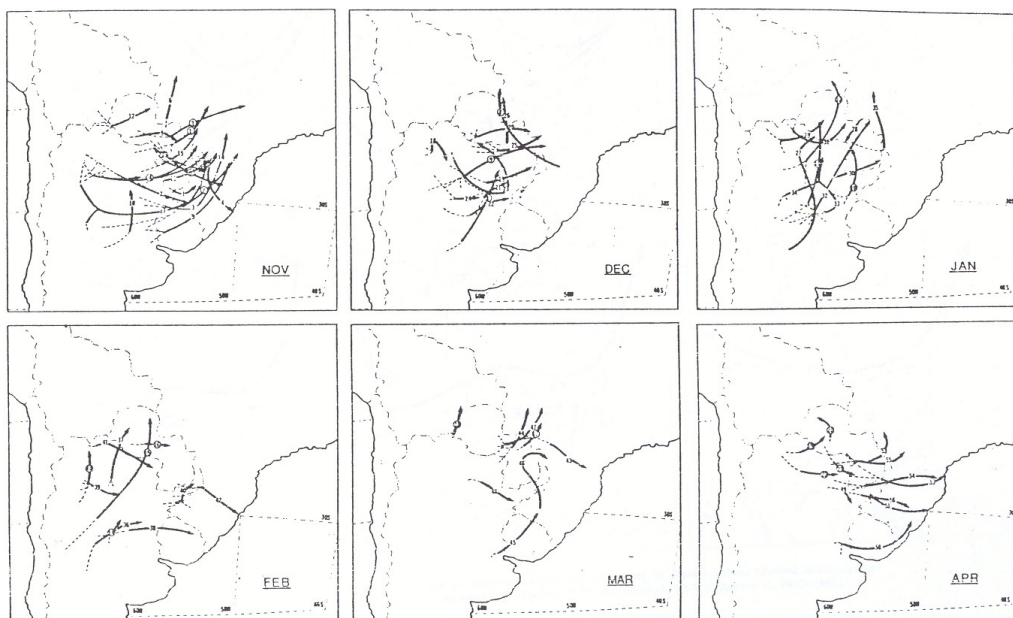


Figura A.14 – Trajetórias dos CCMs em latitudes médias da América do Sul (VELASCO e FRITSCH, 1987)

A.2.2 Tempestades Severas

Tempestades severas, ainda que pouco freqüentes, não são tão raras como tipicamente suposto, (NASCIMENTO, 2005). Esta afirmativa advém do estudo de Brooks *et al.* (2003), que utilizaram o sistema de reanálise do National Center for Atmospheric Research (NCAR) e do United States National Centers for Environmental Prediction (NCEP) para identificar condições ambientais favoráveis à ocorrência de vendavais com rajadas de vento acima de 33 ms⁻¹. Os resultados deste estudo mostram na Figura A.15, que a região sul do Brasil, juntamente com o norte da Argentina, a região equatorial da África, a região central dos EUA e a região próxima ao Himalaia, apresenta condições ambientais significativamente favoráveis para a ocorrência de severos vendavais.

Estes resultados são coerentes com estudos anteriores baseados em registros diretos de tempo severo (ou de sistemas convectivos capazes de gerar tempo severo), que já apontavam intensa atividade convectiva sobre o Paraná (NASCIMENTO, 2005).

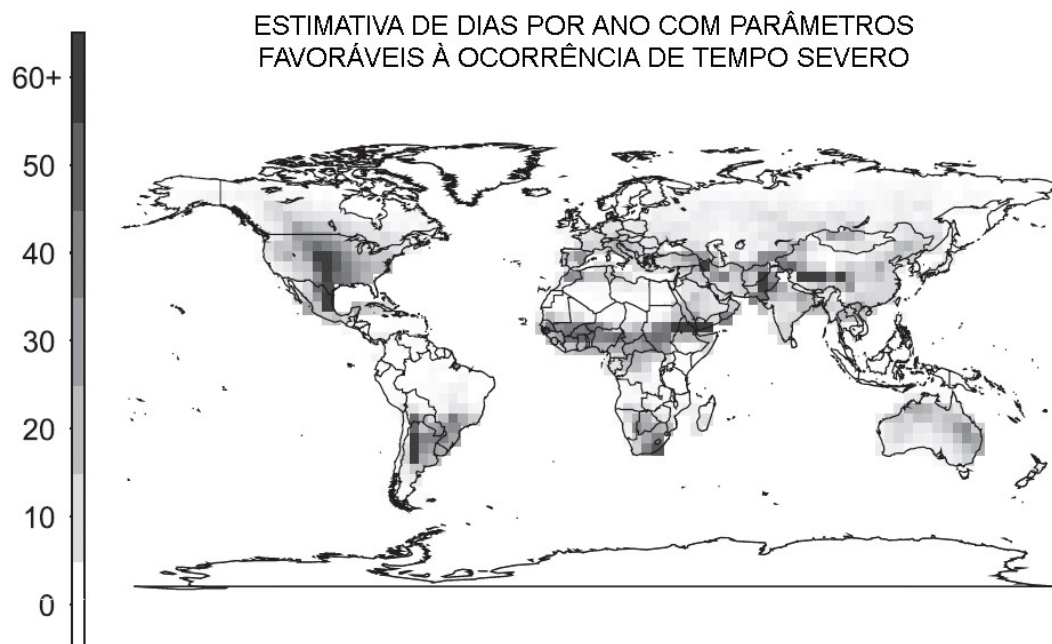


Figura A.15 – Estimativa de dias por ano com parâmetros favoráveis à ocorrência de tempo severo, utilizando dados de 1997 a 1999, adaptado de Brooks *et al.* (2003)

Estas condições ambientais favoráveis são, em grande parte, devidas a uma circulação atmosférica do tipo jato de baixos níveis (JBN) – os quais foram descritos por Wu e Raman (1997) como movimentos do ar de forte oscilação diurna seguida por aceleração noturna, com escala horizontal característica de 20 a 200 km e totalmente contidos nos dois primeiros quilômetros da atmosfera – de norte, especialmente entre a primavera e o outono austrais.

Este jato (1) efetua o transporte de umidade proveniente da Amazônia para as latitudes mais altas, (2) permite um ocasional acoplamento entre escoamentos de jato de baixos e altos níveis, que representa um mecanismo dinâmico relevante para o desenvolvimento de tempestades severas e (3) tende a aumentar a helicidade relativa em baixos níveis, o que torna propício o desenvolvimento de tempestades potencialmente severas na região sul do Brasil (NASCIMENTO, 2005). A Figura A.16 ilustra a interação entre o JBN e as correntes de ar andinas.

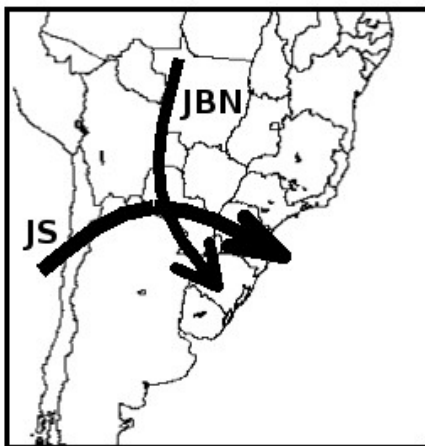


Figura A.16 – Representação esquemática de uma estrutura dinâmica comumente observada na América do Sul nos períodos de maior atividade convectiva. Nesta ilustração (JS) representa os jatos sub-tropicais (NASCIMENTO, 2005)

A.2.2.1 Ciclo de Vida das Tempestades Severas

A análise do ciclo de vida de uma célula de tempestade severa é dividida em três estágios de acordo com a direção e velocidade dos movimentos verticais predominantes do ar (Figura A.17): (a) estágio Cumulus, caracterizado por ventos ascendentes em toda a célula; (b) estágio Maduro, caracterizado por ventos ascendentes e descendentes lado-a-lado na célula; e (c) estágio Dissipação caracterizado por fracas correntes de ar descendentes ao longo da célula.

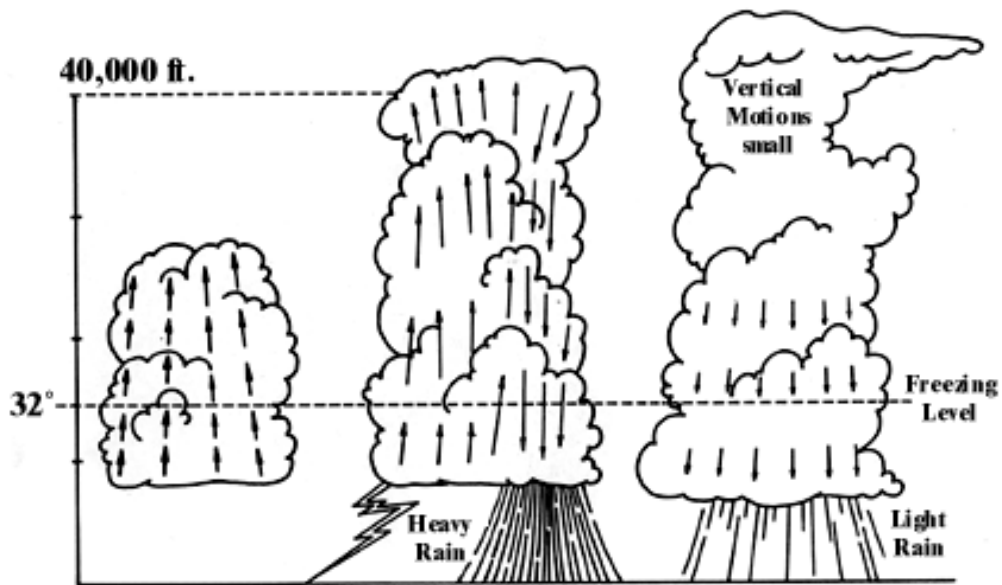


Figura A.17 – Estágios do ciclo de vida de uma célula de tempestade severa (DAVIS, 2006)

No estágio Cumulus os movimentos ascendentes se estendem em maior intensidade desde a base até o topo da nuvem, onde são mais intensos, e em menor intensidade desde o solo até a base da nuvem, conforme ilustrado na Figura A.18. Segundo a equação da conservação da massa, isolando-se os movimentos de ar provocados pela célula, dos movimentos de ar em maior escala, os ventos seriam predominantemente radiais e convergentes em direção ao centro da corrente ascendente. Isto faz com que os ventos superficiais sejam fracos (de 2 a 4 m.s⁻¹) nas regiões em que se verifica no estágio Cumulus, pois não ocorre troca de quantidade de movimento entre os baixos níveis da camada limite atmosférica e a atmosfera livre, onde fortes ventos prevalecem.

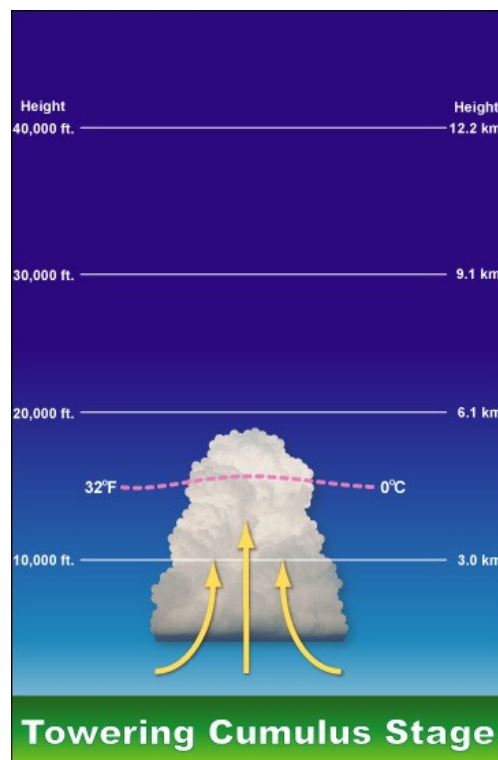


Figura A.18 – Tempestade severa no estágio Cumulus (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)

No estágio Maduro ocorrem movimentos ascendentes e descendentes de ar, sendo os primeiros crescentes em intensidade com a altitude e os segundos constantes ao longo da vertical, conforme ilustrado na Figura A.19. Abaixo da base da célula, os movimentos descendentes aceleram-se até se aproximarem do solo, onde divergem devido à barreira física. Asnani (1961), supôs que o vento descendente apresenta divergência cilíndrica com raio horizontal R e velocidade da forma:

$$W(r, z) = W_0 \left\{ 1 - \left(\frac{r}{R} \right)^n \right\} \left\{ 1 - \left(\frac{z}{h} \right)^m \right\} \quad \text{for } r \leq R \quad (\text{A.1})$$

$$W = 0 \quad \text{for } r \geq R \quad (\text{A.2})$$

onde z é a profundidade de um ponto abaixo do nível de máxima intensidade do vento descendente; h é a distância do solo e o ponto $z = 0$, sendo este último o ponto de máxima velocidade do vento descendente e $z = h$ o ponto de velocidade nula rente ao solo; r é a distância de um ponto até o eixo central da célula; w é a velocidade vertical descendente no ponto (r, z) ; $W = w \rho$; W_0 é a velocidade em $r = 0$ e $z = 0$; e R é o raio horizontal, a partir do

eixo central, de ocorrência de ventos descendentes.

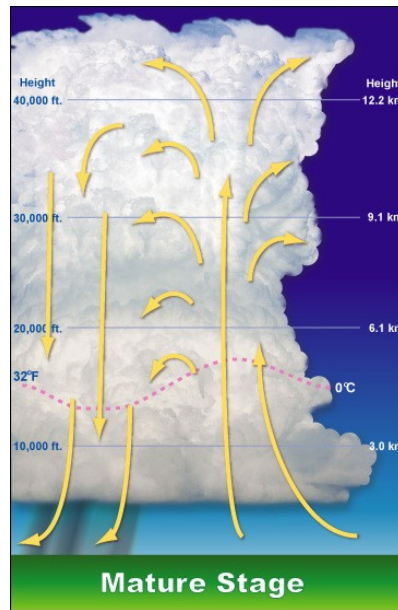


Figura A.19 – Tempestade severa no estágio Maduro (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)

Asnani (1993) apresentou um exemplo de perfil horizontal da velocidade do vento próximo ao solo (Figura A.20). Foram adotados os valores $W_0 = 5 \text{ ms}^{-1}$, $R = 2000 \text{ m}$ e $h = 500 \text{ m}$, $m = 3$ e $n = 5$.

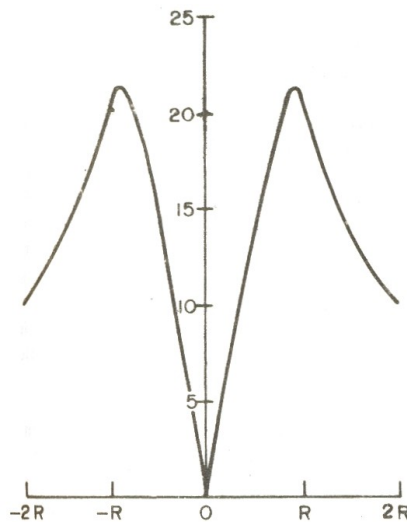


Figura A.20 – Perfil horizontal teórico do vento próximo ao solo, onde o eixo x representa a distância ao centro dos movimentos descendentes e o eixo y a velocidade horizontal em m.s^{-1} (ASNANI, 1993)

A pressão dinâmica decorrente da desaceleração vertical dos ventos descendentes próximos ao solo é dada por:

$$\Delta p_0 = \frac{1}{2} \sigma w_1^2 \quad (\text{A.3})$$

onde w_1 é a velocidade vertical dos ventos descendentes antes da desaceleração provocada pelo solo; e σ é a densidade do ar próxima ao nível em que a desaceleração se inicia. Similarmente, a pressão dinâmica decorrente de obstrução no nível horizontal é dada por:

$$\Delta p_0 = \frac{1}{2} \rho (v_\beta^2 - v_\alpha^2) \quad (\text{A.4})$$

onde ρ é a densidade do ar próxima ao solo; v_α é a velocidade horizontal medida e v_β é a velocidade horizontal que seria medida se não houvessem os obstáculos horizontais.

Entretanto, as interações termodinâmicas entre a atmosfera e os hidrometeoros (chuva, granizo, neve, entre outras formas de água) influenciam significativamente a pressão dinâmica. Para considerar estes fatores, Asnani (1993) propôs a seguinte relação:

$$\Delta p_0 = (-3,7 \Delta T + 5,8 a - 1,8 b - 1,8 c + 1,1 d) + \frac{1}{2} \{ \sigma w_1^2 + \rho (v_\beta^2 - v_\alpha^2) \} \quad (\text{A.5})$$

onde T é a temperatura do ar; a é massa de água evaporada em gm; b é a massa de granizo em gm; c é a massa de água não-sólida dentro da nuvem; e d é massa de gelo dentro da nuvem. Segundo Asnani (1993), esta relação não é capaz de explicar todos os tipos de variação de pressão observadas, sendo aplicável para conhecer a ordem de magnitude das pressões dinâmicas e para estudar o tipo de pressão dinâmica em cada caso de tempestade severa com precipitação de hidrometeoros.

Devido à corrente de ar descendente abaixo da célula de tempestade severa o abaixamento da temperatura pode ser observado de 25 a 30 km à jusante da trajetória da célula, sendo observados gradientes acima de 7°C/km, mas em muito menor distância à montante. Já no centro da célula, o resfriamento do ar é rápido, levando de 10 a 15 minutos para o alcance da temperatura mínima. Este resfriamento persiste em uma estação que

observou a passagem de uma célula de tempestade severa durante várias horas (ASNANI, 1993).

Os ventos descendentes se espalham rapidamente ao longo da célula durante o estágio Dissipação, conforme ilustrado na Figura A.21. Este processo continua até que em toda a extensão da célula existam apenas ventos descendentes ou ar em repouso.

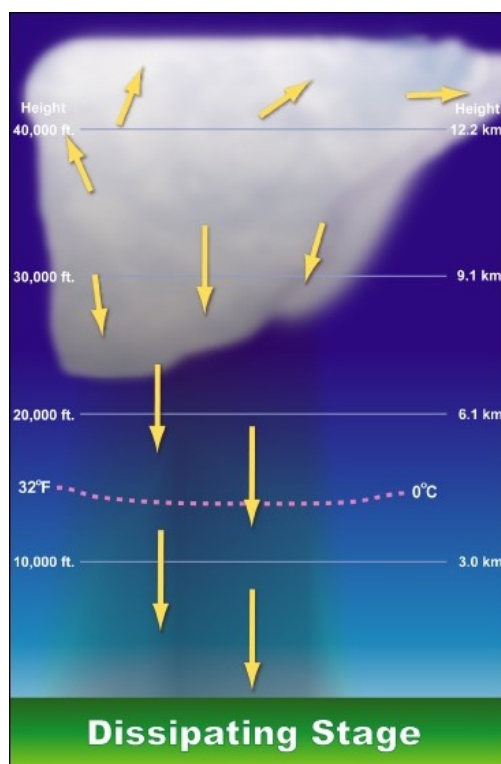


Figura A.21 – Tempestade severa no estágio Dissipação (US NATIONAL WEATHER SERVICE, 2004)

Devido à atuação dos ventos descendentes, portanto de temperatura mais baixa do que a temperatura próxima ao solo, a pressão no estágio Dissipação é mais alta do que a esperada.

Assim como no estágio Maduro, a célula de tempestade severa provoca elevado resfriamento do ar superficial durante o estágio Dissipação.

A.2.3 Ventos Orográficos

O ciclo diário de aquecimento e resfriamento do ar em regiões montanhosas produz o conhecido deslocamento de ventos ascendentes durante o dia e descendentes durante a noite. Este processo é essencialmente termodinâmico de modo que durante o dia o ar nos vales se

esquenta mais rapidamente que o ar nas altitudes, subindo a montanha e durante a noite a temperatura do ar nas altitudes decresce mais rapidamente do a que temperatura do ar no vale, fazendo com que os ventos soprem em direção à decida da montanha.

É sabida a ocorrência de ventos severos (com velocidades em torno de 60 ms^{-1}) na direção da descida da montanha em vários locais do Mundo. Entretanto, até então não há um entendimento claro das causas de ventos tão intensos, mas crê-se universalmente que o caráter de tempestade severa atribuído a estes ventos deve-se: (1) à estrutura em larga escala do campo de ventos; (2) a estabilidade do ar em larga escala e (3) da configuração da montanha (ASNANI, 1993).

Apêndice B – Código Fortran de Ajuste da Distribuição de Gumbel aos Dados de Rajada Máxima Diária (XSTATION_GUM)

```

C===== XSTATION.FOR
      PROGRAM XSTATION_GUM
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN RISVE
C* (DISSERT RAFAEL CABRAL)
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*
C* LINKS:
C*
C* SUBROUTINE - SORT(X,N)
C*
C* SUBROUTINE - SAMLMR(X,N,XMOM,NMOM,A,B)
C* SUBROUTINE - PELGUM(XMOM,PARA)
C* FUNCTION - QUAGUM(F,PARA)
C*
C* FUNCTION - CDFGUM(X,PARA)
C*
C*
C*****
C
C EXAMPLE PROGRAM FOR DISTRIBUTION FITTING USING THE METHOD OF
C L-MOMENTS. THE PROGRAM FITS A DISTRIBUTION TO STATION DATA AND USES
C IT TO ESTIMATE QUANTILES AT EACH SITE.
C
C THIS EXAMPLE FITS A GUMBEL DISTRIBUTION
C TO FIT A DIFFERENT DISTRIBUTION, REPLACE THE CALLS TO
C SUBROUTINES PELGUM-QUAGUM-CDFGUM BY THE APPROPRIATE PEL...-QUA...
C AND CDF... ROUTINES.
C CHANGE THE "GUMBEL" IN THE OUTPUT FILES.
C CHANGE THE VALUE OF PARAMETER NPAR.
C
C PARAMETERS OF PROGRAM:
C MAXNS - SHOULD BE AT LEAST AS LARGE AS THE NUMBER OF SITES IN THE
C REGION
C MAXN - SHOULD BE AT LEAST AS LARGE AS THE LARGEST RECORD LENGTH
C AT ANY SITE IN THE REGION
C NMOM - NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND. AT MOST MAX(N,20).
C NPAR - NUMBER OF PARAMETERS IN THE DISTRIBUTION TO BE FITTED
C (5 FOR WAKEBY, OF COURSE)
C NPROB - NUMBER OF FLOOD QUANTILES TO BE ESTIMATED AT EACH SITE
C NPROBX - NUMBER OF REFERENCE FLOOD QUANTILES
C INFILE - STREAM NUMBER TO WHICH INPUT FILE IS ATTACHED
C NSITE - NUMBER OF SITES
C IQMAX - UPPER LIMIT OF THE WIND VELOCITY FOR THE PDF/CDF PLOT
C
C ARRAYS TO BE INITIALIZED IN DATA STATEMENTS:
C PROB(NPROB) - PROBABILITIES FOR WHICH QUANTILES ARE TO BE ESTIMATED
C
C VARIABLES TO BE INITIALIZED IN DATA STATEMENTS:
C A - ) PARAMETERS OF
C B - ) PLOTTING POSITION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C
C EXTERNAL SORT
C

```

```

PARAMETER (MAXNS=100,MAXN=200,NPROB=1000,NPROBX=10)
PARAMETER (INFILE=7)
PARAMETER (NSITE=26,NMON=5,NPAR=2)
PARAMETER (IQMAX=80)
C
CHARACTER*32 SITEID(NSITE)
DOUBLE PRECISION PROB(NPROB),PROBX(NPROBX),QUANT(NPROB),
* QUANTX(NPROBX,NSITE),PARA(5),RMOM(5),CDF(NPROB),PDF(NPROB),
* X(MAXN),XMOM(5,MAXNS),CDFX(NPROB,NSITE),PDFS(NPROB,NSITE)
C
DATA A,B/-0.35D0,-0.25D0/
DATA PROBX/0.1D0,0.2D0,0.5D0,0.8D0,0.9D0,0.95D0,0.98D0,0.99D0,
* 0.999D0,0.9999D0/
C
C open input files -----
OPEN(INFILE,FILE='MAXWIND.DAT',STATUS='old')
C
C open output files -----
OPEN(10, FILE='L-MOMENTS')
OPEN(20, FILE='GUMBEL_PDF')
OPEN(30, FILE='GUMBEL_CDF')
C
IF(A.EQ.0D0.AND.B.EQ.0D0)WRITE(10,6000)
IF(A.NE.0D0.OR.B.NE.0D0)WRITE(10,6010)A,B
C
C READ THE DATA AND CALCULATE AT-SITE L-MOMENTS.
C ASSUMED STRUCTURE OF DATA FILE IS AS FOLLOWS.
C 1. ONE RECORD CONTAINING THE NUMBER OF SITES IN THE REGION.
C 2. FOR EACH SITE:
C A ONE RECORD CONTAINING AN IDENTIFYING LABEL FOR THE SITE;
C B. ONE RECORD CONTAINING THE RECORD LENGTH AT THE SITE;
C C. THE DATA VALUES, IN FREE FORMAT.
C
C read input file-----
DO ISITE=1,NSITE
READ(INFILE,'(A32)')SITEID(ISITE)
READ(INFILE,*)N
READ(INFILE,*)(X(I),I=1,N)
CALL SORT(X,N)
CALL SAMLMR(X,N,XMOM(1,ISITE),NMON,A,B)
WRITE(10,6020)ISITE,SITEID(ISITE),N,(XMOM(I,ISITE),I=1,NMON)
ENDDO
C
C FIT FREQUENCY DISTRIBUTION - GUMBEL-----
C
WRITE(10,6045)
DO 40 ISITE=1,NSITE
DO I=1,NPAR
RMOM(I)=0.
RMOM(I)=XMOM(I,ISITE)
ENDDO
CALL PELGUM(RMOM,PARA)
WRITE(10,6050)ISITE,SITEID(ISITE),N,(PARA(I),I=1,NPAR)
C
C CALCULATE QUANTILES OF REGIONAL FREQUENCY DISTRIBUTION
C
DO IQ=1,NPROBX
QUANTX(IQ,ISITE)=QUAGUM(PROBX(IQ),PARA)
ENDDO
C
C FIND THE X-EXTREMES FOR THE QUANTILES 0,001 AND 0,009
C
DO IQ=1,NPROB-1
PROB(IQ)=FLOAT(IQ)/FLOAT(NPROB)
QUANT(IQ)=QUAGUM(PROB(IQ),PARA)
WRITE(20,'(2F10.6)')PROB(IQ),RQUANT(IQ)
ENDDO
INIT=INT(QUANT(1))
IEND=INT(QUANT(NPROB-1))
C
C FIT THE CDF FOR THE QUANTILE RANGE 0,001 AND 0,009
C
DO IQ=1,IQMAX

```

```

        IF(IQ.LT.INIT)THEN
            PDF(IQ)=0.
            CDF(IQ)=0.
        ENDIF
        IF(IQ.GE.INIT.AND.IQ.LE.IEND)THEN
            XDUM=FLOAT(IQ)
            CDF(IQ)=CDFGUM(XDUM,PARA)
            IF(IQ.EQ.INIT)PDF(IQ)=0.
            IF(IQ.NE.INIT)PDF(IQ)=CDF(IQ)-CDF(IQ-1)
        ENDIF
        IF(IQ.GT.IEND)THEN
            PDF(IQ)=0.
            CDF(IQ)=1.
        ENDIF
        PDFS(IQ,ISITE)=PDF(IQ)
        CDFS(IQ,ISITE)=CDF(IQ)
    ENDDO
40 CONTINUE
C
    WRITE(10,6060)(PROBX(IQ),IQ=1,NPROBX)
    DO ISITE=1,NSITE
        WRITE(10,6070)ISITE,SITEID(ISITE),(QUANTX(IQ,ISITE),IQ=1,NPROBX)
    ENDDO
C
    WRITE(20,'(A5,26(6X,A3))')'RAJ',(SITEID(ISITE),ISITE=1,NSITE)
    WRITE(30,'(A5,26(6X,A3))')'RAJ',(SITEID(ISITE),ISITE=1,NSITE)
    IDUM=0
    FDUM=0.
    WRITE(20,'(I5,26F9.6)')IDUM,((FDUM),ISITE=1,NSITE)
    WRITE(30,'(I5,26F9.6)')IDUM,((FDUM),ISITE=1,NSITE)

    DO IQ=1,IQMAX
        WRITE(20,'(I5,26F9.6)')IQ,(PDFS(IQ,ISITE),ISITE=1,NSITE)
        WRITE(30,'(I5,26F9.6)')IQ,(CDFS(IQ,ISITE),ISITE=1,NSITE)
    ENDDO
C
    STOP
C
6000 FORMAT(' STATION ANALYSIS, UNBIASED L-MOMENTS')
6010 FORMAT(' STATION ANALYSIS,',
    * ' L-MOMENT PLOTTING POSITION PARAMETERS ',2F8.4)
6020 FORMAT(' SITE',I3,1X,A32,'N=',I3,' L-MOMENT RATIOS',5F12.4)
6040 FORMAT('/' PARAMETER ESTIMATION: FAIL FLAG',I2)
6045 FORMAT('/' STATION ANALYSIS, DIST PARAMETERS')
6050 FORMAT(' SITE',I3,1X,A32,'N=',I3,' DIST PARAMETERS',
    * 5F12.4)
6060 FORMAT('/' SITE',55X,'QUANTILES'/' NUMBER',20X,
    * 10F8.4/1X,106('-'))
6070 FORMAT(' SITE',I3,1X,A18,10F8.1)
C
    END
C===== SORT.FOR
SUBROUTINE SORT(X,N)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3    AUGUST 1996
C*
C*****
C
C SORTS THE ARRAY X INTO ASCENDING ORDER
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X    *IN/OUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE NUMBERS TO BE SORTED.
C      ON EXIT, CONTAINS THE SORTED NUMBERS.

```

```

C N   * INPUT* NUMBER OF ELEMENTS TO BE SORTED
C
C METHOD USED IS SHELL SORT WITH SEQUENCE OF INCREMENTS AS IN
C D.F.KNUTH (1969) 'THE ART OF COMPUTER PROGRAMMING', VOL.3, P.95
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION X(N)
  IF(N.LE.1)RETURN
  J=4
  DO 10 I=1,100
  J=3*J+1
  IF(J.GE.N)GOTO 20
10 CONTINUE
20 CONTINUE
  M=(J/3)
  DO 60 MM=1,100
  M=M/3
  IF(M.EQ.0)RETURN
  DO 50 I=M+1,N
  TEST=X(I)
  J=I
  DO 30 JJ=1,100
  J=J-M
  IF(J.LE.0)GOTO 40
  IF(TEST.GE.X(J))GOTO 40
30 X(J+M)=X(J)
40 CONTINUE
50 X(J+M)=TEST
60 CONTINUE
  END
C===== SAMLMR.FOR
  SUBROUTINE SAMLMR(X,N,XMOM,NMOM,A,B)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C SAMPLE L-MOMENTS OF A DATA ARRAY
C   Calculates the sample L-moment ratios of a data set,
C   via the probability weighted moments.
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X   * INPUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE DATA, IN ASCENDING
C      ORDER.
C N   * INPUT* NUMBER OF DATA VALUES
C XMOM *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH NMOM. ON EXIT, CONTAINS THE SAMPLE
C       L-MOMENTS L-1, L-2, T-3, T-4, ...
C NMOM * INPUT* NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND. AT MOST MAX(N,20).
C A   * INPUT* ) PARAMETERS OF PLOTTING
C B   * INPUT* ) POSITION (SEE BELOW)
C
C FOR UNBIASED ESTIMATES (OF THE LAMBDA'S) SET A=B=ZERO. OTHERWISE,
C PLOTTING-POSITION ESTIMATORS ARE USED, BASED ON THE PLOTTING POSITION
C (J+A)/(N+B) FOR THE J'TH SMALLEST OF N OBSERVATIONS. FOR EXAMPLE,
C A=-0.35D0 AND B=0.0D0 YIELDS THE ESTIMATORS RECOMMENDED BY
C HOSKING ET AL. (1985, TECHNOMETRICS) FOR THE GEV DISTRIBUTION.
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION X(N),XMOM(NMOM),SUM(20)
  DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
  IF(NMOM.GT.20.OR.NMOM.GT.N)GOTO 1000
  DO 10 J=1,NMOM
10 SUM(J)=ZERO

```

```

      IF(A.EQ.ZERO.AND.B.EQ.ZERO)GOTO 50
      IF(A.LE.-ONE.OR.A.GE.B)GOTO 1010
C
C      PLOTTING-POSITION ESTIMATES OF PWM'S
C
      DO 30 I=1,N
      PPOS=(I+A)/(N+B)
      TERM=X(I)
      SUM(1)=SUM(1)+TERM
      DO 20 J=2,NMOM
      TERM=TERM*PPOS
20  SUM(J)=SUM(J)+TERM
30  CONTINUE
      DO 40 J=1,NMOM
      SUM(J)=SUM(J)/N
      GOTO 100
C
C      UNBIASED ESTIMATES OF PWM'S
C
50  DO 70 I=1,N
      Z=I
      TERM=X(I)
      SUM(1)=SUM(1)+TERM
      DO 60 J=2,NMOM
      Z=Z-ONE
      TERM=TERM*Z
60  SUM(J)=SUM(J)+TERM
70  CONTINUE
      Y=N
      Z=N
      SUM(1)=SUM(1)/Z
      DO 80 J=2,NMOM
      Y=Y-ONE
      Z=Z*Y
80  SUM(J)=SUM(J)/Z
C
C      L-MOMENTS
C
100 K=NMOM
      P0=ONE
      IF(NMOM-NMOM/2*2.EQ.1)P0=-ONE
      DO 120 KK=2,NMOM
      AK=K
      P0=-P0
      P=P0
      TEMP=P*SUM(1)
      DO 110 I=1,K-1
      AI=I
      P=-P*(AK+AI-ONE)*(AK-AI)/(AI*AI)
110  TEMP=TEMP+P*SUM(I+1)
      SUM(K)=TEMP
120  K=K-1
      XMOM(1)=SUM(1)
      IF(NMOM.EQ.1)RETURN
      XMOM(2)=SUM(2)
      IF(SUM(2).EQ.ZERO)GOTO 1020
      IF(NMOM.EQ.2)RETURN
      DO 130 K=3,NMOM
130  XMOM(K)=SUM(K)/SUM(2)
      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
      RETURN
1010 WRITE(6,7010)
      RETURN
1020 WRITE(6,7020)
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : PARAMETER NMOM INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : ',
* ' PLOTTING-POSITION PARAMETERS INVALID')
7020 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : ALL DATA VALUES EQUAL')
      END

```



```

C===== PELGUM.FOR
      SUBROUTINE PELGUM(XMOM,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C  PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE GUMBEL DISTRIBUTION
C
C  PARAMETERS OF ROUTINE:
C  XMOM  * INPUT* ARRAY OF LENGTH 2. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C        LAMBDA-2.
C  PARA  * OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 2. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C        IN THE ORDER XI, ALPHA (LOCATION, SCALE).
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION XMOM(2),PARA(2)
      DATA ZERO/0D0/
C
C      EU IS EULER'S CONSTANT, DL2 IS LOG(2)
C
      DATA EU/0.577215664901532861D0/,DL2/0.693147180559945309D0/
C
      IF(XMOM(2).LE.ZERO)GOTO 1000
      PARA(2)=XMOM(2)/DL2
      PARA(1)=XMOM(1)-EU*PARA(2)
      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE PELGUM : L-MOMENTS INVALID')
      END
C===== CDFGUM.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION CDFGUM(X,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C  DISTRIBUTION FUNCTION OF THE GUMBEL DISTRIBUTION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(2)
      DATA ZERO/0D0/
      U=PARA(1)
      A=PARA(2)
      IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
      Y=(X-U)/A
      CDFGUM=DEXP(-DEXP(-Y))
      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)

```

```

      CDFGUM=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE CDFGUM : PARAMETERS INVALID')
      END
C===== QUAGUM.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAGUM(F,PARA)
C*****
C*
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE GUMBEL DISTRIBUTION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(2)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
      U=PARA(1)
      A=PARA(2)
      IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
      IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 1010
      QUAGUM=U-A*DLOG(-DLOG(F))
      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
      QUAGUM=ZERO
      RETURN
1010 WRITE(6,7010)
      QUAGUM=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGUM : PARAMETERS INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGUM :',
* ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
      END

```

Apêndice C – Código Fortran de Ajuste da Distribuição de GEV aos Dados de Rajada Máxima Diária (XSTATION_GEV)

```

C===== XSTATION.FOR
PROGRAM XSTATION_GEV
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN RISVE
C* (DISSERT RAFAEL CABRAL)
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C*
C* LINKS:
C*
C* SUBROUTINE - SORT(X,N)
C*
C* SUBROUTINE - SAMLMR(X,N,XMOM,NMOM,A,B)
C* SUBROUTINE - PELGEV(XMOM,PARA)
C*
C* FUNCTION - DLGAMA(X)
C*
C* FUNCTION - QUAGEV(F,PARA)
C*
C* FUNCTION - CDFGEV(X,PARA)
C*
C*****
C
C EXAMPLE PROGRAM FOR DISTRIBUTION FITTING USING THE METHOD OF
C L-MOMENTS. THE PROGRAM FITS A DISTRIBUTION TO STATION DATA AND USES
C IT TO ESTIMATE QUANTILES AT EACH SITE.
C
C THIS EXAMPLE FITS A GEV DISTRIBUTION
C TO FIT A DIFFERENT DISTRIBUTION, REPLACE THE CALLS TO
C SUBROUTINES PELWAK-QUAWAK-CDFWAK BY THE APPROPRIATE PEL....QUA...
C AND CDF... ROUTINES.
C CHANGE THE "WAKEBY" IN THE OUTPUT FILES.
C CHANGE THE VALUE OF PARAMETER NPAR.
C
C PARAMETERS OF PROGRAM:
C MAXNS - SHOULD BE AT LEAST AS LARGE AS THE NUMBER OF SITES IN THE
C REGION
C MAXN - SHOULD BE AT LEAST AS LARGE AS THE LARGEST RECORD LENGTH
C AT ANY SITE IN THE REGION
C NMOM - NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND. AT MOST MAX(N,20).
C NPAR - NUMBER OF PARAMETERS IN THE DISTRIBUTION TO BE FITTED
C (5 FOR WAKEBY, OF COURSE)
C NPROB - NUMBER OF FLOOD QUANTILES TO BE ESTIMATED AT EACH SITE
C NPROBX - NUMBER OF REFERENCE FLOOD QUANTILES
C INFILE - STREAM NUMBER TO WHICH INPUT FILE IS ATTACHED
C NSITE - NUMBER OF SITES
C IQMAX - UPPER LIMIT OF THE WIND VELOCITY FOR THE PDF/CDF PLOT
C
C ARRAYS TO BE INITIALIZED IN DATA STATEMENTS:
C PROB(NPROB) - PROBABILITIES FOR WHICH QUANTILES ARE TO BE ESTIMATED
C
C VARIABLES TO BE INITIALIZED IN DATA STATEMENTS:
C A - ) PARAMETERS OF
C B - ) PLOTTING POSITION
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C
C EXTERNAL SORT
C PARAMETER (MAXNS=100,MAXN=200,NPROB=1000,NPROBX=10)

```

```

PARAMETER (INFILE=7)
PARAMETER (NSITE=26,NMON=5,NPAR=3)
PARAMETER (IQMAX=80)
C
CHARACTER*32 SITEID(NSITE)
DOUBLE PRECISION PROB(NPROB),PROBX(NPROBX),QUANT(NPROB),
* QUANTX(NPROBX,NSITE),PARA(5),RMOM(5),CDF(NPROB),PDF(NPROB),
* X(MAXN),XMOM(5,MAXNS),CDF5(NPROB,NSITE),PDF5(NPROB,NSITE)
C
DATA A,B/-0.35D0,0D0/
DATA PROBX/0.1D0,0.2D0,0.5D0,0.8D0,0.9D0,0.95D0,0.98D0,0.99D0,
* 0.999D0,0.9999D0/
C
C open input files -----
OPEN(INFILE,FILE='MAXWIND.DAT',STATUS='old')
C
C open output files -----
OPEN(10, FILE='L-MOMENTS')
OPEN(20, FILE='GEV_PDF')
OPEN(30, FILE='GEV_CDF')
C
IF(A.EQ.0D0.AND.B.EQ.0D0)WRITE(10,6000)
IF(A.NE.0D0.OR.B.NE.0D0)WRITE(10,6010)A,B
C
C READ THE DATA AND CALCULATE AT-SITE L-MOMENTS.
C ASSUMED STRUCTURE OF DATA FILE IS AS FOLLOWS.
C 1. ONE RECORD CONTAINING THE NUMBER OF SITES IN THE REGION.
C 2. FOR EACH SITE:
C A ONE RECORD CONTAINING AN IDENTIFYING LABEL FOR THE SITE;
C B. ONE RECORD CONTAINING THE RECORD LENGTH AT THE SITE;
C C. THE DATA VALUES, IN FREE FORMAT.
C
C read input file-----
DO ISITE=1,NSITE
READ(INFILE,'(A32)')SITEID(ISITE)
READ(INFILE,*)N
READ(INFILE,*)(X(I),I=1,N)
CALL SORT(X,N)
CALL SAMLMR(X,N,XMOM(1,ISITE),NMON,A,B)
WRITE(10,6020)ISITE,SITEID(ISITE),N,(XMOM(I,ISITE),I=1,NMON)
ENDDO
C
C FIT FREQUENCY DISTRIBUTION - GEV-----
C
WRITE(10,6045)
DO 40 ISITE=1,NSITE
DO I=1,NPAR
RMOM(I)=0.
RMOM(I)=XMOM(I,ISITE)
ENDDO
CALL PELGEV(RMOM,PARA)
WRITE(10,6050)ISITE,SITEID(ISITE),N,(PARA(I),I=1,NPAR)
C
C CALCULATE QUANTILES OF REGIONAL FREQUENCY DISTRIBUTION
C
DO IQ=1,NPROBX
QUANTX(IQ,ISITE)=QUAGEV(PROBX(IQ),PARA)
ENDDO
C
C FIND THE X-EXTREMES FOR THE QUANTILES 0,001 AND 0,009
C
DO IQ=1,NPROB-1
PROB(IQ)=FLOAT(IQ)/FLOAT(NPROB)
QUANT(IQ)=QUAGEV(PROB(IQ),PARA)
C WRITE(20,'(2F10.6)')PROB(IQ),RQUANT(IQ)
ENDDO
INIT=INT(QUANT(1))
IEND=INT(QUANT(NPROB-1))
C
C FIT THE CDF FOR THE QUANTILE RANGE 0,001 AND 0,009
C
DO IQ=1,IQMAX
IF(IQ.LT.INIT)THEN

```

```

        PDF(IQ)=0.
        CDF(IQ)=0.
    ENDIF
    IF(IQ.GE.INIT.AND.IQ.LE.IEND)THEN
        XDUM=FLOAT(IQ)
        CDF(IQ)=CDFGEV(XDUM,PARA)
        IF(IQ.EQ.INIT)PDF(IQ)=0.
        IF(IQ.NE.INIT)PDF(IQ)=CDF(IQ)-CDF(IQ-1)
    ENDIF
    IF(IQ.GT.IEND)THEN
        PDF(IQ)=0.
        CDF(IQ)=1.
    ENDIF
    PDFS(IQ,ISITE)=PDF(IQ)
    CDFS(IQ,ISITE)=CDF(IQ)
    ENDDO
40 CONTINUE
C
    WRITE(10,6060)(PROBX(IQ),IQ=1,NPROBX)
    DO ISITE=1,NSITE
        WRITE(10,6070)ISITE,SITEID(ISITE),(QUANTX(IQ,ISITE),IQ=1,NPROBX)
    ENDDO
C
    WRITE(20,'(A5,26(6X,A3))')'RAJ',(SITEID(ISITE),ISITE=1,NSITE)
    WRITE(30,'(A5,26(6X,A3))')'RAJ',(SITEID(ISITE),ISITE=1,NSITE)
    IDUM=0
    FDUM=0.
    WRITE(20,'(I5,26F9.6)')IDUM,((FDUM),ISITE=1,NSITE)
    WRITE(30,'(I5,26F9.6)')IDUM,((FDUM),ISITE=1,NSITE)

    DO IQ=1,IQMAX
        WRITE(20,'(I5,26F9.6)')IQ,(PDFS(IQ,ISITE),ISITE=1,NSITE)
        WRITE(30,'(I5,26F9.6)')IQ,(CDFS(IQ,ISITE),ISITE=1,NSITE)
    ENDDO
C
    STOP
C
6000 FORMAT(' STATION ANALYSIS, UNBIASED L-MOMENTS')
6010 FORMAT(' STATION ANALYSIS',
    * ' L-MOMENT PLOTTING POSITION PARAMETERS ',2F8.4)
6020 FORMAT(' SITE',I3,1X,A32,'N=',I3,' L-MOMENT RATIOS',5F12.4)
6040 FORMAT('/' PARAMETER ESTIMATION: FAIL FLAG',I2)
6045 FORMAT('/' STATION ANALYSIS, DIST PARAMETERS')
6050 FORMAT(' SITE',I3,1X,A32,'N=',I3,' DIST PARAMETERS',
    * 5F12.4)
6060 FORMAT('///' SITE',55X,'QUANTILES/' NUMBER',20X,
    * 10F8.4/1X,106('-'))
6070 FORMAT(' SITE',I3,1X,A18,10F8.1)
C
    END
C===== SORT.FOR
    SUBROUTINE SORT(X,N)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C*****
C
C SORTS THE ARRAY X INTO ASCENDING ORDER
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X *IN/OUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE NUMBERS TO BE SORTED.
C ON EXIT, CONTAINS THE SORTED NUMBERS.
C N *INPUT* NUMBER OF ELEMENTS TO BE SORTED

```

```

C
C METHOD USED IS SHELL SORT WITH SEQUENCE OF INCREMENTS AS IN
C D.F.KNUTH (1969) 'THE ART OF COMPUTER PROGRAMMING', VOL.3, P.95
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION X(N)
  IF(N.LE.1)RETURN
  J=4
  DO 10 I=1,100
    J=3*J+1
    IF(J.GE.N)GOTO 20
  10 CONTINUE
  20 CONTINUE
  M=(J/3)
  DO 60 MM=1,100
    M=M/3
    IF(M.EQ.0)RETURN
    DO 50 I=M+1,N
      TEST=X(I)
      J=I
      DO 30 JJ=1,100
        J=J-M
        IF(J.LE.0)GOTO 40
        IF(TEST.GE.X(J))GOTO 40
      30 X(J+M)=X(J)
    40 CONTINUE
    50 X(J+M)=TEST
  60 CONTINUE
  END
C===== SAMLMR.FOR
  SUBROUTINE SAMLMR(X,N,XMOM,NMOM,A,B)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C SAMPLE L-MOMENTS OF A DATA ARRAY
C   Calculates the sample L-moment ratios of a data set,
C   via the probability weighted moments.
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X   * INPUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE DATA, IN ASCENDING
C      ORDER.
C N   * INPUT* NUMBER OF DATA VALUES
C XMOM *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH NMOM. ON EXIT, CONTAINS THE SAMPLE
C       L-MOMENTS L-1, L-2, T-3, T-4, ...
C NMOM * INPUT* NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND. AT MOST MAX(N,20).
C A   * INPUT* ) PARAMETERS OF PLOTTING
C B   * INPUT* ) POSITION (SEE BELOW)
C
C FOR UNBIASED ESTIMATES (OF THE LAMBDA'S) SET A=B=ZERO. OTHERWISE,
C PLOTTING-POSITION ESTIMATORS ARE USED, BASED ON THE PLOTTING POSITION
C (J+A)/(N+B) FOR THE J'TH SMALLEST OF N OBSERVATIONS. FOR EXAMPLE,
C A=-0.35D0 AND B=0.0D0 YIELDS THE ESTIMATORS RECOMMENDED BY
C HOSKING ET AL. (1985, TECHNOMETRICS) FOR THE GEV DISTRIBUTION.
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION X(N),XMOM(NMOM),SUM(20)
  DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
  IF(NMOM.GT.20.OR.NMOM.GT.N)GOTO 1000
  DO 10 J=1,NMOM
  10 SUM(J)=ZERO
  IF(A.EQ.ZERO.AND.B.EQ.ZERO)GOTO 50

```

```

      IF(A.LE.-ONE.OR.A.GE.B)GOTO 1010
C
C      PLOTTING-POSITION ESTIMATES OF PWM'S
C
      DO 30 I=1,N
      PPOS=(I+A)/(N+B)
      TERM=X(I)
      SUM(1)=SUM(1)+TERM
      DO 20 J=2,NMOM
      TERM=TERM*PPOS
20  SUM(J)=SUM(J)+TERM
30  CONTINUE
      DO 40 J=1,NMOM
40  SUM(J)=SUM(J)/N
      GOTO 100
C
C      UNBIASED ESTIMATES OF PWM'S
C
      50 DO 70 I=1,N
      Z=I
      TERM=X(I)
      SUM(1)=SUM(1)+TERM
      DO 60 J=2,NMOM
      Z=Z-ONE
      TERM=TERM*Z
60  SUM(J)=SUM(J)+TERM
70  CONTINUE
      Y=N
      Z=N
      SUM(1)=SUM(1)/Z
      DO 80 J=2,NMOM
      Y=Y-ONE
      Z=Z*Y
80  SUM(J)=SUM(J)/Z
C
C      L-MOMENTS
C
      100 K=NMOM
      P0=ONE
      IF(NMOM.NMOM/2*.EQ.1)P0=-ONE
      DO 120 KK=2,NMOM
      AK=K
      P0=-P0
      P=P0
      TEMP=P*SUM(1)
      DO 110 I=1,K-1
      AI=I
      P=-P*(AK+AI-ONE)*(AK-AI)/(AI*AI)
110  TEMP=TEMP+P*SUM(I+1)
      SUM(K)=TEMP
120  K=K-1
      XMOM(1)=SUM(1)
      IF(NMOM.EQ.1)RETURN
      XMOM(2)=SUM(2)
      IF(SUM(2).EQ.ZERO)GOTO 1020
      IF(NMOM.EQ.2)RETURN
      DO 130 K=3,NMOM
130  XMOM(K)=SUM(K)/SUM(2)
      RETURN
C
      1000 WRITE(6,7000)
      RETURN
      1010 WRITE(6,7010)
      RETURN
      1020 WRITE(6,7020)
      RETURN
C
      7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : PARAMETER NMOM INVALID')
      7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR :',
      * ' PLOTTING-POSITION PARAMETERS INVALID')
      7020 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : ALL DATA VALUES EQUAL')
      END
C===== PELGEV.FOR

```

```

SUBROUTINE PELGEV(XMOM,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE GENERALIZED EXTREME-VALUE
C DISTRIBUTION
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C XMOM  *INPUT* ARRAY OF LENGTH 3. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C        LAMBDA-2, TAU-3.
C PARA  *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C        IN THE ORDER XI, ALPHA, K (LOCATION, SCALE, SHAPE).
C
C OTHER ROUTINES USED: DLGAMA
C
C METHOD: FOR -0.8 LE TAU3 LT 1, K IS APPROXIMATED BY RATIONAL
C FUNCTIONS AS IN DONALDSON (1996, COMMUN. STATIST. SIMUL. COMPUT.).
C IF TAU3 IS OUTSIDE THIS RANGE, NEWTON-RAPHSON ITERATION IS USED.
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C DOUBLE PRECISION XMOM(3),PARA(3)
C DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/
C DATA P8/0.8D0/,P97/0.97D0/
C
C SMALL IS USED TO TEST WHETHER K IS EFFECTIVELY ZERO
C EPS,MAXIT CONTROL THE TEST FOR CONVERGENCE OF N-R ITERATION
C
C DATA SMALL/1D-5/,EPS/1D-6/,MAXIT/20/
C
C EU IS EULER'S CONSTANT
C DL2 IS LOG(2), DL3 IS LOG(3)
C
C DATA EU/0.57721566D0/,DL2/0.69314718D0/,DL3/1.0986123D0/
C
C COEFFICIENTS OF RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATIONS FOR K
C
C DATA A0,A1,A2/ 0.28377530D0,-1.21096399D0,-2.50728214D0/
C DATA A3,A4 /-1.13455566D0,-0.07138022D0/
C DATA B1,B2,B3/ 2.06189696D0, 1.31912239D0, 0.25077104D0/
C DATA C1,C2,C3/ 1.59921491D0,-0.48832213D0, 0.01573152D0/
C DATA D1,D2 /-0.64363929D0, 0.08985247D0/
C
C T3=XMOM(3)
C IF(XMOM(2).LE.ZERO)GOTO 1000
C IF(DABS(T3).GE.ONE)GOTO 1000
C IF(T3.LE.ZERO)GOTO 10
C
C RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATION FOR TAU3 BETWEEN 0 AND 1
C
C Z=ONE-T3
C G=(-ONE+Z*(C1+Z*(C2+Z*C3)))/(ONE+Z*(D1+Z*D2))
C IF(DABS(G).LT.SMALL)GOTO 50
C GOTO 40
C
C RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATION FOR TAU3 BETWEEN -0.8 AND 0
C
C 10 G=(A0+T3*(A1+T3*(A2+T3*(A3+T3*A4)))/(ONE+T3*(B1+T3*(B2+T3*B3)))
C IF(T3.GE.-P8)GOTO 40
C
C NEWTON-RAPHSON ITERATION FOR TAU3 LESS THAN -0.8
C

```



```

IF(T3.LE.-P97)G=ONE-DLOG(ONE+T3)/DL2
T0=(T3+THREE)*HALF
DO 20 IT=1,MAXIT
X2=TWO**(-G)
X3=THREE**(-G)
XX2=ONE-X2
XX3=ONE-X3
T=XX3/XX2
DERIV=(XX2*X3*DL3-XX3*X2*DL2)/(XX2*XX2)
GOLD=G
G=G-(T-T0)/DERIV
IF(DABS(G-GOLD).LE.EPS*G)GOTO 30
20 CONTINUE
WRITE(6,7010)
30 CONTINUE
C
C ESTIMATE ALPHA,XI
C
40 PARA(3)=G
GAM=DEXP(DLGAMA(ONE+G))
PARA(2)=XMOM(2)*G/(GAM*(ONE-TWO**(-G)))
PARA(1)=XMOM(1)-PARA(2)*(ONE-GAM)/G
RETURN
C
C ESTIMATED K EFFECTIVELY ZERO
C
50 PARA(3)=ZERO
PARA(2)=XMOM(2)/DL2
PARA(1)=XMOM(1)-EU*PARA(2)
RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE PELGEV : L-MOMENTS INVALID')
7010 FORMAT(' ** WARNING ** ROUTINE PELGEV :',
* ' ITERATION HAS NOT CONVERGED. RESULTS MAY BE UNRELIABLE.')
END
C===== DLGAMA.FOR
DOUBLE PRECISION FUNCTION DLGAMA(X)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C*****
C
C LOGARITHM OF GAMMA FUNCTION
C
C BASED ON ALGORITHM ACM291, COMMUN. ASSOC. COMPUT. MACH. (1966)
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
DATA SMALL,CRIT,BIG,TOOBIG/1D-7,13D0,1D9,2D36/
C
C C0 IS 0.5*LOG(2*PI)
C C1...C7 ARE THE COEFFTS OF THE ASYMPTOTIC EXPANSION OF DLGAMA
C
DATA C0,C1,C2,C3,C4,C5,C6,C7/
* 0.91893 85332 04672 742D 0, 0.83333 33333 33333 333D-1,
* -0.27777 77777 77777 778D-2, 0.79365 07936 50793 651D-3,
* -0.59523 80952 38095 238D-3, 0.84175 08417 50841 751D-3,
* -0.19175 26917 52691 753D-2, 0.64102 56410 25641 026D-2/
C
C S1 IS -(EULER'S CONSTANT), S2 IS PI**2/12
C

```

```

DATA S1/-0.57721 56649 01532 861D 0/
DATA S2/ 0.82246 70334 24113 218D 0/
C
DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/
DLGAMA=ZERO
IF(X.LE.ZERO)GOTO 1000
IF(X.GT.TOOBIG)GOTO 1000
C
C    USE SMALL-X APPROXIMATION IF X IS NEAR 0, 1 OR 2
C
IF(DABS(X-TWO).GT.SMALL)GOTO 10
DLGAMA=DLOG(X-ONE)
XX=X-TWO
GOTO 20
10 IF(DABS(X-ONE).GT.SMALL)GOTO 30
XX=X-ONE
20 DLGAMA=DLGAMA+XX*(S1+XX*S2)
RETURN
30 IF(X.GT.SMALL)GOTO 40
DLGAMA=-DLOG(X)+S1*X
RETURN
C
C    REDUCE TO DLGAMA(X+N) WHERE X+N.GE.CRIT
C
40 SUM1=ZERO
Y=X
IF(Y.GE.CRIT)GOTO 60
Z=ONE
50 Z=Z*Y
Y=Y+ONE
IF(Y.LT.CRIT)GOTO 50
SUM1=SUM1-DLOG(Z)
C
C    USE ASYMPTOTIC EXPANSION IF Y.GE.CRIT
C
60 SUM1=SUM1+(Y-HALF)*DLOG(Y)-Y+C0
SUM2=ZERO
IF(Y.GE.BIG)GOTO 70
Z=ONE/(Y*Y)
SUM2=(((((C7*Z+C6)*Z+C5)*Z+C4)*Z+C3)*Z+C2)*Z+C1)/Y
70 DLGAMA=SUM1+SUM2
RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)X
RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE DLGAMA :',
* ' ARGUMENT OUT OF RANGE :',D24.16)
END
C===== QUAGEV.FOR
DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAGEV(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE GENERALIZED EXTREME-VALUE DISTRIBUTION
C
IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
DOUBLE PRECISION PARA(3)
DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
U=PARA(1)
A=PARA(2)

```

```

      G=PARA(3)
      IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
      IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10
      Y=-DLOG(-DLOG(F))
      IF(G.NE.ZERO)Y=(ONE-DEXP(-G*Y))/G
      QUAGEV=U+A*Y
      RETURN
C
10 IF(F.EQ.ZERO.AND.G.LT.ZERO)GOTO 20
   IF(F.EQ.ONE .AND.G.GT.ZERO)GOTO 20
   WRITE(6,7000)
   QUAGEV=ZERO
   RETURN
20 QUAGEV=U+A/G
   RETURN
C
1000 WRITE(6,7010)
     QUAGEV=ZERO
     RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGEV :',
* ' ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGEV : PARAMETERS INVALID')
     END
C===== CDFGEV.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION CDFGEV(X,PARA)
C*****
C*
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C DISTRIBUTION FUNCTION OF THE GENERALIZED EXTREME-VALUE DISTRIBUTION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(3)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
C
      SMALL IS USED TO TEST WHETHER X IS EFFECTIVELY AT
C      THE ENDPOINT OF THE DISTRIBUTION
C
      DATA SMALL/1D-15/
C
      U=PARA(1)
      A=PARA(2)
      G=PARA(3)
      IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
      Y=(X-U)/A
      IF(G.EQ.ZERO)GOTO 20
      ARG=ONE-G*Y
      IF(ARG.GT.SMALL)GOTO 10
      IF(G.LT.ZERO)CDFGEV=ZERO
      IF(G.GT.ZERO)CDFGEV=ONE
      RETURN
10 Y=-DLOG(ARG)/G
20 CDFGEV=DEXP(-DEXP(-Y))
   RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
     CDFGEV=ZERO
     RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE CDFGEV : PARAMETERS INVALID')
     END

```

Apêndice D – Código Fortran de Ajuste da Distribuição de Wakeby aos Dados de Rajada Máxima Diária (XSTATION_WAK)

```

C===== XSTATION.FOR
      PROGRAM XSTATION_WAK
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN RISVE
C* (DISSERT RAFAEL CABRAL)
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*
C* LINKS:
C*
C* SUBROUTINE - SORT(X,N)
C*
C* SUBROUTINE - SAMLMR(X,N,XMOM,NMOM,A,B)
C* SUBROUTINE - PELWAK(XMOM,PARA,IFAIL)
C*
C* FUNCTION - QUAWAK(F,PARA)
C*
C* FUNCTION - CDFWAK(X,PARA)
C*
C*
C*****
C
C EXAMPLE PROGRAM FOR DISTRIBUTION FITTING USING THE METHOD OF
C L-MOMENTS. THE PROGRAM FITS A DISTRIBUTION TO STATION DATA AND USES
C IT TO ESTIMATE QUANTILES AT EACH SITE.
C
C THIS EXAMPLE FITS A WAKEBY DISTRIBUTION, USING A VARIANT (PLOTING
C POSITION ESTIMATORS INSTEAD OF UNBIASED) OF THE REGIONAL L-MOMENT
C ALGORITHM DESCRIBED BY HOSKING AND WALLIS ("REGIONAL FREQUENCY
C ANALYSIS: AN APPROACH BASED ON L-MOMENTS", CAMBRIDGE UNIV. PRESS,
C 1997).
C TO FIT A DIFFERENT DISTRIBUTION, REPLACE THE CALLS TO
C SUBROUTINES PELWAK-QUAWAK-CDFWAK BY THE APPROPRIATE PEL....QUA...
C AND CDF... ROUTINES.
C CHANGE THE "WAKEBY" IN THE OUTPUT FILES.
C CHANGE THE VALUE OF PARAMETER NPAR.
C
C PARAMETERS OF PROGRAM:
C MAXNS - SHOULD BE AT LEAST AS LARGE AS THE NUMBER OF SITES IN THE
C REGION
C MAXN - SHOULD BE AT LEAST AS LARGE AS THE LARGEST RECORD LENGTH
C AT ANY SITE IN THE REGION
C NMOM - NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND. AT MOST MAX(N,20).
C NPAR - NUMBER OF PARAMETERS IN THE DISTRIBUTION TO BE FITTED
C (5 FOR WAKEBY, OF COURSE)
C NPROB - NUMBER OF FLOOD QUANTILES TO BE ESTIMATED AT EACH SITE
C NPROBX - NUMBER OF REFERENCE FLOOD QUANTILES
C INFILE - STREAM NUMBER TO WHICH INPUT FILE IS ATTACHED
C NSITE - NUMBER OF SITES
C IQMAX - UPPER LIMIT OF THE WIND VELOCITY FOR THE PDF/CDF PLOT
C
C ARRAYS TO BE INITIALIZED IN DATA STATEMENTS:
C PROB(NPROB) - PROBABILITIES FOR WHICH QUANTILES ARE TO BE ESTIMATED
C
C VARIABLES TO BE INITIALIZED IN DATA STATEMENTS:
C A - ) PARAMETERS OF
C B - ) PLOTING POSITION

```

```

C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C
C EXTERNAL SORT
C
C PARAMETER (MAXNS=100,MAXN=200,NPROB=1000,NPROBX=10)
C PARAMETER (INFILE=7)
C   PARAMETER (NSITE=26,NMON=5,NPAR=5)
C   PARAMETER (IQMAX=80)
C
C CHARACTER*32 SITEID(NSITE)
C DOUBLE PRECISION PROB(NPROB),PROBX(NPROBX),QUANT(NPROB),
C * QUANTX(NPROBX,NSITE),PARA(5),RMOM(5),CDF(NPROB),PDF(NPROB),
C * X(MAXN),XMOM(5,MAXNS),CDFS(NPROB,NSITE),PDFS(NPROB,NSITE)
C
C DATA A,B/-0.35D0,-0.25D0/
C DATA PROBX/0.1D0,0.2D0,0.5D0,0.8D0,0.9D0,0.95D0,0.98D0,0.99D0,
C * 0.999D0,0.9999D0/
C
C   open input files -----
C   OPEN(INFILE,FILE='MAXWIND.DAT',STATUS='old')
C
C   open output files -----
C   OPEN(10, FILE='L-MOMENTS')
C   OPEN(20, FILE='WAKEBY_PDF')
C   OPEN(30, FILE='WAKEBY_CDF')
C
C IF(A.EQ.0D0.AND.B.EQ.0D0)WRITE(10,6000)
C IF(A.NE.0D0.OR.B.NE.0D0)WRITE(10,6010)A,B
C
C   READ THE DATA AND CALCULATE AT-SITE L-MOMENTS.
C   ASSUMED STRUCTURE OF DATA FILE IS AS FOLLOWS.
C   1. ONE RECORD CONTAINING THE NUMBER OF SITES IN THE REGION.
C   2. FOR EACH SITE:
C   A ONE RECORD CONTAINING AN IDENTIFYING LABEL FOR THE SITE;
C   B. ONE RECORD CONTAINING THE RECORD LENGTH AT THE SITE;
C   C. THE DATA VALUES, IN FREE FORMAT.
C
C   read input file-----
C DO ISITE=1,NSITE
C   READ(INFILE,'(A32)')SITEID(ISITE)
C   READ(INFILE,*)N
C   READ(INFILE,*)(X(I),I=1,N)
C   CALL SORT(X,N)
C   CALL SAMLMR(X,N,XMOM(1,ISITE),NMON,A,B)
C   WRITE(10,6020)ISITE,SITEID(ISITE),N,(XMOM(I,ISITE),I=1,NMON)
C ENDDO
C
C   FIT FREQUENCY DISTRIBUTION - WAKEBY-----
C
C WRITE(10,6045)
C DO 40 ISITE=1,NSITE
C   DO I=1,NPAR
C     RMOM(I)=0.
C     RMOM(I)=XMOM(I,ISITE)
C   ENDDO
C   CALL PELWAK(RMOM,PARA,IFAIL)
C   IF(IFAIL.NE.0)WRITE(6,6040)IFAIL
C   WRITE(10,6050)ISITE,SITEID(ISITE),N,(PARA(I),I=1,NPAR)
C
C   CALCULATE QUANTILES OF REGIONAL FREQUENCY DISTRIBUTION
C
C DO IQ=1,NPROBX
C   QUANTX(IQ,ISITE)=QUAWAK(PROBX(IQ),PARA)
C ENDDO
C
C   FIND THE X-EXTREMES FOR THE QUANTILES 0,001 AND 0,009
C
C   DO IQ=1,NPROB-1
C     PROB(IQ)=FLOAT(IQ)/FLOAT(NPROB)
C     QUANT(IQ)=QUAWAK(PROB(IQ),PARA)
C   WRITE(20,'(2F10.6)')PROB(IQ),RQUANT(IQ)
C ENDDO

```

```

      INIT=INT(QUANT(1))
      IEND=INT(QUANT(NPROB-1))
C
C      FIT THE CDF FOR THE QUANTILE RANGE 0,001 AND 0,009
C
      DO IQ=1,IQMAX
      IF(IQ.LT.INIT)THEN
        PDF(IQ)=0.
        CDF(IQ)=0.
      ENDIF
      IF(IQ.GE.INIT.AND.IQ.LE.IEND)THEN
        XDUM=FLOAT(IQ)
        CDF(IQ)=CDFWAK(XDUM,PARA)
        IF(IQ.EQ.INIT)PDF(IQ)=0.
        IF(IQ.NE.INIT)PDF(IQ)=CDF(IQ)-CDF(IQ-1)
      ENDIF
      IF(IQ.GT.IEND)THEN
        PDF(IQ)=0.
        CDF(IQ)=1.
      ENDIF
      PDFS(IQ,ISITE)=PDF(IQ)
      CDFS(IQ,ISITE)=CDF(IQ)
      ENDDO
40 CONTINUE
C
      WRITE(10,6060)(PROBX(IQ),IQ=1,NPROBX)
      DO ISITE=1,NSITE
        WRITE(10,6070)ISITE,SITEID(ISITE),(QUANTX(IQ,ISITE),IQ=1,NPROBX)
      ENDDO
C
      WRITE(20,'(A5,26(6X,A3))')'RAJ',(SITEID(ISITE),ISITE=1,NSITE)
      WRITE(30,'(A5,26(6X,A3))')'RAJ',(SITEID(ISITE),ISITE=1,NSITE)
      IDUM=0
      FDUM=0.
      WRITE(20,'(I5,26F9.6)')IDUM,((FDUM),ISITE=1,NSITE)
      WRITE(30,'(I5,26F9.6)')IDUM,((FDUM),ISITE=1,NSITE)

      DO IQ=1,IQMAX
        WRITE(20,'(I5,26F9.6)')IQ,(PDFS(IQ,ISITE),ISITE=1,NSITE)
        WRITE(30,'(I5,26F9.6)')IQ,(CDFS(IQ,ISITE),ISITE=1,NSITE)
      ENDDO
C
      STOP
C
6000 FORMAT(' STATION ANALYSIS, UNBIASED L-MOMENTS')
6010 FORMAT(' STATION ANALYSIS,',
      * ' L-MOMENT PLOTTING POSITION PARAMETERS ',2F8.4)
6020 FORMAT(' SITE',I3,1X,A32,'N=',I3,' L-MOMENT RATIOS',5F12.4)
6040 FORMAT('/' PARAMETER ESTIMATION: FAIL FLAG',I2)
6045 FORMAT('/' STATION ANALYSIS, DIST PARAMETERS')
6050 FORMAT(' SITE',I3,1X,A32,'N=',I3,' DIST PARAMETERS',
      * 5F12.4)
6060 FORMAT('/// SITE',55X,'QUANTILES/' NUMBER',20X,
      * 10F8.4/1X,106('-'))
6070 FORMAT(' SITE',I3,1X,A18,10F8.1)
C
      END
C===== SORT.FOR
      SUBROUTINE SORT(X,N)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C*****

```

```

C
C SORTS THE ARRAY X INTO ASCENDING ORDER
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X   *IN/OUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE NUMBERS TO BE SORTED.
C     ON EXIT, CONTAINS THE SORTED NUMBERS.
C N   *INPUT* NUMBER OF ELEMENTS TO BE SORTED
C
C METHOD USED IS SHELL SORT WITH SEQUENCE OF INCREMENTS AS IN
C D.F.KNUTH (1969) 'THE ART OF COMPUTER PROGRAMMING', VOL.3, P.95
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION X(N)
  IF(N.LE.1)RETURN
  J=4
  DO 10 I=1,100
  J=3*J+1
  IF(J.GE.N)GOTO 20
10 CONTINUE
20 CONTINUE
  M=(J/3)
  DO 60 MM=1,100
  M=M/3
  IF(M.EQ.0)RETURN
  DO 50 I=M+1,N
  TEST=X(I)
  J=I
  DO 30 JJ=1,100
  J=J-M
  IF(J.LE.0)GOTO 40
  IF(TEST.GE.X(J))GOTO 40
30 X(J+M)=X(J)
40 CONTINUE
50 X(J+M)=TEST
60 CONTINUE
  END
C===== SAMLMR.FOR
  SUBROUTINE SAMLMR(X,N,XMOM,NMOM,A,B)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C SAMPLE L-MOMENTS OF A DATA ARRAY
C   Calculates the sample L-moment ratios of a data set,
C   via the probability weighted moments.
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X   *INPUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE DATA, IN ASCENDING
C     ORDER.
C N   *INPUT* NUMBER OF DATA VALUES
C XMOM *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH NMOM. ON EXIT, CONTAINS THE SAMPLE
C       L-MOMENTS L-1, L-2, T-3, T-4, ...
C NMOM *INPUT* NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND. AT MOST MAX(N,20).
C A   *INPUT* ) PARAMETERS OF PLOTTING
C B   *INPUT* ) POSITION (SEE BELOW)
C
C FOR UNBIASED ESTIMATES (OF THE LAMBDA'S) SET A=B=ZERO. OTHERWISE,
C PLOTTING-POSITION ESTIMATORS ARE USED, BASED ON THE PLOTTING POSITION
C (J+A)/(N+B) FOR THE JTH SMALLEST OF N OBSERVATIONS. FOR EXAMPLE,
C A=-0.35D0 AND B=0.0D0 YIELDS THE ESTIMATORS RECOMMENDED BY
C HOSKING ET AL. (1985, TECHNOMETRICS) FOR THE GEV DISTRIBUTION.
C

```

```

      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION X(N),XMOM(NMOM),SUM(20)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
      IF(NMOM.GT.20.OR.NMOM.GT.N)GOTO 1000
      DO 10 J=1,NMOM
10    SUM(J)=ZERO
      IF(A.EQ.ZERO.AND.B.EQ.ZERO)GOTO 50
      IF(A.LE.-ONE.OR.A.GE.B)GOTO 1010
C
C      PLOTTING-POSITION ESTIMATES OF PWM'S
C
      DO 30 I=1,N
      PPOS=(I+A)/(N+B)
      TERM=X(I)
      SUM(1)=SUM(1)+TERM
      DO 20 J=2,NMOM
      TERM=TERM*PPOS
20    SUM(J)=SUM(J)+TERM
30    CONTINUE
      DO 40 J=1,NMOM
40    SUM(J)=SUM(J)/N
      GOTO 100
C
C      UNBIASED ESTIMATES OF PWM'S
C
50    DO 70 I=1,N
      Z=I
      TERM=X(I)
      SUM(1)=SUM(1)+TERM
      DO 60 J=2,NMOM
      Z=Z-ONE
      TERM=TERM*Z
60    SUM(J)=SUM(J)+TERM
70    CONTINUE
      Y=N
      Z=N
      SUM(1)=SUM(1)/Z
      DO 80 J=2,NMOM
      Y=Y-ONE
      Z=Z*Y
80    SUM(J)=SUM(J)/Z
C
C      L-MOMENTS
C
100   K=NMOM
      P0=ONE
      IF(NMOM-NMOM/2*2.EQ.1)P0=-ONE
      DO 120 KK=2,NMOM
      AK=K
      P0=-P0
      P=P0
      TEMP=P*SUM(1)
      DO 110 I=1,K-1
      AI=I
      P=-P*(AK+AI-ONE)*(AK-AI)/(AI*AI)
110   TEMP=TEMP+P*SUM(I+1)
      SUM(K)=TEMP
120   K=K-1
      XMOM(1)=SUM(1)
      IF(NMOM.EQ.1)RETURN
      XMOM(2)=SUM(2)
      IF(SUM(2).EQ.ZERO)GOTO 1020
      IF(NMOM.EQ.2)RETURN
      DO 130 K=3,NMOM
130   XMOM(K)=SUM(K)/SUM(2)
      RETURN
C
1000  WRITE(6,7000)
      RETURN
1010  WRITE(6,7010)
      RETURN
1020  WRITE(6,7020)
      RETURN

```



```

C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : PARAMETER NMOM INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR :',
* ' PLOTTING-POSITION PARAMETERS INVALID')
7020 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : ALL DATA VALUES EQUAL')
END
C===== PELWAK.FOR
SUBROUTINE PELWAK(XMOM,PARA,IFAIL)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C* VERSION 3.04 JULY 2005
C* * Minor bug fix in test for validity of L-moments.
C*
C*****
C
C PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE WAKEBY DISTRIBUTION
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C XMOM * INPUT* ARRAY OF LENGTH 5. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C LAMBDA-2, TAU-3, TAU-4, TAU-5.
C PARA *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 5. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C IN THE ORDER XI, ALPHA, BETA, GAMMA, DELTA.
C IFAIL *OUTPUT* FAIL FLAG. ON EXIT, IT IS SET AS FOLLOWS.
C 0 SUCCESSFUL EXIT
C 1 ESTIMATES COULD ONLY BE OBTAINED BY SETTING XI=0
C 2 ESTIMATES COULD ONLY BE OBTAINED BY FITTING A
C GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION
C 3 L-MOMENTS INVALID
C
C PROCEDURE:
C 1. LOOK FOR A SOLUTION WITH XI UNCONSTRAINED;
C 2. IF NONE FOUND, LOOK FOR A SOLUTION WITH XI=0;
C 3. IF NONE FOUND, FIT A GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION TO THE
C FIRST 3 L-MOMENTS.
C ESTIMATES ARE CALCULATED USING THE FORMULAS GIVEN BY GREENWOOD ET AL.
C (1979, WATER RESOUR. RES., TABLE 5), BUT EXPRESSED IN TERMS OF
C L-MOMENTS RATHER THAN PROBABILITY WEIGHTED MOMENTS.
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C DOUBLE PRECISION XMOM(5),PARA(5)
C DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/,FOUR/4D0/
C DATA X2/2D0/,X3/3D0/,X4/4D0/,X5/5D0/,X7/7D0/,X8/8D0/,X9/9D0/,
C * X10/10D0/,X11/11D0/,X16/16D0/,X25/25D0/,X29/29D0/,X32/32D0/,
C * X35/35D0/,X85/85D0/,X125/125D0/,X203/203D0/
C
C IF(XMOM(2).LE.ZERO)GOTO 1000
C IF(DABS(XMOM(3)).GE.ONE)GOTO 1000
C IF(DABS(XMOM(4)).GE.ONE)GOTO 1000
C IF(DABS(XMOM(5)).GE.ONE)GOTO 1000
C IFAIL=0
C
C CALCULATE THE L-MOMENTS (LAMBDA'S)
C
C ALAM1=XMOM(1)
C ALAM2=XMOM(2)
C ALAM3=XMOM(3)*ALAM2
C ALAM4=XMOM(4)*ALAM2
C ALAM5=XMOM(5)*ALAM2
C
C ESTIMATE N1,N2,N3,C1,C2,C3 WHEN XI.NE.0
C
C XN1= X3*ALAM2-X25*ALAM3 +X32*ALAM4

```

```

XN2=-X3*ALAM2 +X5*ALAM3 +X8*ALAM4
XN3= X3*ALAM2 +X5*ALAM3 +X2*ALAM4
XC1= X7*ALAM2-X85*ALAM3+X203*ALAM4-X125*ALAM5
XC2=-X7*ALAM2+X25*ALAM3 +X7*ALAM4 -X25*ALAM5
XC3= X7*ALAM2 +X5*ALAM3 -X7*ALAM4 -X5*ALAM5
C
C     ESTIMATE B AND D
C
XA=XN2*XC3-XC2*XN3
XB=XN1*XC3-XC1*XN3
XC=XN1*XC2-XC1*XN2
DISC=XB*XB-FOUR*XA*XC
IF(DISC.LT.ZERO)GOTO 10
DISC=DSQRT(DISC)
ROOT1=HALF*(-XB+DISC)/XA
ROOT2=HALF*(-XB-DISC)/XA
B= DMAX1(ROOT1,ROOT2)
D=-DMIN1(ROOT1,ROOT2)
IF(D.GE.ONE)GOTO 10
C
C     ESTIMATE A, C AND XI
C
A=(ONE+B)*(TWO+B)*(THREE+B)/
* (FOUR*(B+D))*((ONE+D)*ALAM2-(THREE-D)*ALAM3)
C=-(ONE-D)*(TWO-D)*(THREE-D)/
* (FOUR*(B+D))*((ONE-B)*ALAM2-(THREE+B)*ALAM3)
XI=ALAM1-A/(ONE+B)-C/(ONE-D)
C
C     CHECK FOR VALID PARAMETERS
C
IF(C.GE.ZERO.AND.A+C.GE.ZERO)GOTO 30
C
C     CAN'T FIND VALID ESTIMATES FOR XI UNRESTRICTED, SO TRY XI=0
C
C     ESTIMATE B AND D FOR XI=0
C
10 IFAIL=1
XI=ZERO
ZN1=X4*ALAM1-X11*ALAM2+X9*ALAM3
ZN2=-ALAM2+X3*ALAM3
ZN3=ALAM2+ALAM3
ZC1=X10*ALAM1-X29*ALAM2+X35*ALAM3-X16*ALAM4
ZC2=-ALAM2+X5*ALAM3-X4*ALAM4
ZC3=ALAM2-ALAM4
ZA=ZN2*ZC3-ZC2*ZN3
ZB=ZN1*ZC3-ZC1*ZN3
ZC=ZN1*ZC2-ZC1*ZN2
DISC=ZB*ZB-FOUR*ZA*ZC
IF(DISC.LT.ZERO)GOTO 20
DISC=DSQRT(DISC)
ROOT1=HALF*(-ZB+DISC)/ZA
ROOT2=HALF*(-ZB-DISC)/ZA
B= DMAX1(ROOT1,ROOT2)
D=-DMIN1(ROOT1,ROOT2)
IF(D.GE.ONE)GOTO 20
C
C     ESTIMATE A AND C
C
A= (ONE+B)*(TWO+B)/(B+D)*(ALAM1-(TWO-D)*ALAM2)
C=-(ONE-D)*(TWO-D)/(B+D)*(ALAM1-(TWO+B)*ALAM2)
IF(C.GE.ZERO.AND.A+C.GE.ZERO)GOTO 30
C
C     CAN'T FIND VALID ESTIMATES EVEN WITH XI=0 -
C     FIT GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION INSTEAD
C
20 IFAIL=2
D=-(ONE-THREE*XMOM(3))/(ONE+XMOM(3))
C=(ONE-D)*(TWO-D)*XMOM(2)
B=ZERO
A=ZERO
XI=XMOM(1)-C/(ONE-D)
IF(D.GT.ZERO)GOTO 30
A=C

```

```

      B=-D
      C=ZERO
      D=ZERO
C
C      COPY RESULTS INTO ARRAY PARA
C
      30 PARA(1)=XI
        PARA(2)=A
        PARA(3)=B
        PARA(4)=C
        PARA(5)=D
      RETURN
C
      1000 IFAIL=3
        DO 1010 I=1,5
      1010 PARA(I)=ZERO
      END
C===== CDFWAK.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION CDFWAK(X,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C CUMULATIVE DISTRIBUTION FUNCTION OF THE WAKEBY DISTRIBUTION
C
C OTHER ROUTINES USED: QUAWAK
C
C METHOD: THE EQUATION  $X=G(Z)$ , WHERE  $G(Z)$  IS THE WAKEBY QUANTILE
C EXPRESSED AS A FUNCTION OF  $Z=-\log(1-F)$ , IS SOLVED USING HALLEY'S
C METHOD (THE 2ND-ORDER ANALOGUE OF NEWTON-RAPHSON ITERATION).
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(5)
      DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/
      DATA P1/0.1D0/,P7/0.7D0/,P99/0.99D0/
C
C      EPS,MAXIT CONTROL THE TEST FOR CONVERGENCE OF THE ITERATION
C      ZINCMX IS THE LARGEST PERMITTED ITERATIVE STEP
C      ZMULT CONTROLS WHAT HAPPENS WHEN THE ITERATION STEPS BELOW ZERO
C      UFL SHOULD BE CHOSEN SO THAT DEXP(UFL) JUST DOES NOT CAUSE
C      UNDERFLOW
C
      DATA EPS/1D-8/,MAXIT/20/,ZINCMX/3D0/,ZMULT/0.2D0/
      DATA UFL/-170D0/
C
      XI=PARA(1)
      A=PARA(2)
      B=PARA(3)
      C=PARA(4)
      D=PARA(5)
C
C      TEST FOR VALID PARAMETERS
C
      IF(B+D.LE.ZERO.AND.(B.NE.ZERO.OR.C.NE.ZERO.OR.D.NE.ZERO))GOTO 1000
      IF(A.EQ.ZERO.AND.B.NE.ZERO)GOTO 1000
      IF(C.EQ.ZERO.AND.D.NE.ZERO)GOTO 1000
      IF(C.LT.ZERO.OR.A+C.LT.ZERO)GOTO 1000
      IF(A.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO)GOTO 1000
C
      CDFWAK=ZERO
      IF(X.LE.XI)RETURN
C

```

```

C     TEST FOR SPECIAL CASES
C
  IF(B.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO.AND.D.EQ.ZERO)GOTO 100
  IF(C.EQ.ZERO)GOTO 110
  IF(A.EQ.ZERO)GOTO 120
C
C     GENERAL CASE
C
  CDFWAK=ONE
  IF(D.LT.ZERO.AND.X.GE.XI+A/B-C/D)RETURN
C
C     INITIAL VALUES FOR ITERATION:
C     IF X IS IN THE LOWEST DECILE OF THE DISTRIBUTION, START AT Z=0
C     (F=0);
C     IF X IS IN THE HIGHEST PERCENTILE OF THE DISTRIBUTION,
C     STARTING VALUE IS OBTAINED FROM ASYMPTOTIC FORM OF THE
C     DISTRIBUTION FOR LARGE Z (F NEAR 1);
C     OTHERWISE START AT Z=0.7 (CLOSE TO F=0.5).
C
  Z=P7
  IF(X.LT.QUAWAK(P1,PARA))Z=ZERO
  IF(X.LT.QUAWAK(P99,PARA))GOTO 10
  IF(D.LT.ZERO)Z=DLOG((X-XI-A/B)*D/C+ONE)/D
  IF(D.EQ.ZERO)Z=(X-XI-A/B)/C
  IF(D.GT.ZERO)Z=DLOG((X-XI)*D/C+ONE)/D
10 CONTINUE
C
C     HALLEY'S METHOD, WITH MODIFICATIONS:
C     IF HALLEY ITERATION WOULD MOVE IN WRONG DIRECTION
C     (TEMP.LE.ZERO), USE ORDINARY NEWTON-RAPHSON INSTEAD;
C     IF STEP GOES TOO FAR (ZINC.GT.ZINCMX OR ZNEW.LE.ZERO),
C     LIMIT ITS LENGTH.
C
  DO 30 IT=1,MAXIT
  EB=ZERO
  BZ=-B*Z
  IF(BZ.GE.UFL)EB=DEXP(BZ)
  GB=Z
  IF(DABS(B).GT.EPS)GB=(ONE-EB)/B
  ED=DEXP(D*Z)
  GD=-Z
  IF(DABS(D).GT.EPS)GD=(ONE-ED)/D
  XEST=XI+A*GB-C*GD
  FUNC=X-XEST
  DERIV1=A*EB+C*ED
  DERIV2=-A*B*EB+C*D*ED
  TEMP=DERIV1+HALF*FUNC*DERIV2/DERIV1
  IF(TEMP.LE.ZERO)TEMP=DERIV1
  ZINC=FUNC/TEMP
  IF(ZINC.GT.ZINCMX)ZINC=ZINCMX
  ZNEW=Z+ZINC
  IF(ZNEW.LE.ZERO)GOTO 20
  Z=ZNEW
  IF(DABS(ZINC).LE.EPS)GOTO 200
  GOTO 30
20 Z=Z*ZMULT
30 CONTINUE
C
C     NOT CONVERGED
C
  WRITE(6,7010)
  GOTO 200
C
C     SPECIAL CASE B=C=D=0: WAKEBY IS EXPONENTIAL
C
100 CONTINUE
  Z=(X-XI)/A
  GOTO 200
C
C     SPECIAL CASE C=0: WAKEBY IS GENERALIZED PARETO, BOUNDED ABOVE
C
110 CONTINUE
  CDFWAK=ONE

```

```

      IF(X.GE.XI+A/B)RETURN
      Z=-DLOG(ONE-(X-XI)*B/A)/B
      GOTO 200
C
C      SPECIAL CASE A=0: WAKEBY IS GENERALIZED PARETO, NO UPPER BOUND
C
120 CONTINUE
      Z=DLOG(ONE+(X-XI)*D/C)/D
      GOTO 200
C
C      CONVERT Z VALUE TO PROBABILITY
C
200 CDFWAK=ONE
      IF(-Z.LT.UFL)RETURN
      CDFWAK=ONE-DEXP(-Z)
      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
      CDFWAK=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE CDFWAK : PARAMETERS INVALID')
7010 FORMAT(' ** WARNING ** ROUTINE CDFWAK :,
* ' ITERATION HAS NOT CONVERGED. RESULT MAY BE UNRELIABLE.')
      END
C===== QUAWAK.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAWAK(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE WAKEBY DISTRIBUTION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(5)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
C
C      UFL SHOULD BE CHOSEN SO THAT EXP(UFL) JUST DOES NOT CAUSE
C      UNDERFLOW
C
      DATA UFL/-170D0/
C
      XI=PARA(1)
      A=PARA(2)
      B=PARA(3)
      C=PARA(4)
      D=PARA(5)
C
C      TEST FOR VALID PARAMETERS
C
      IF(B+D.LE.ZERO.AND.(B.NE.ZERO.OR.C.NE.ZERO.OR.D.NE.ZERO))GOTO 1000
      IF(A.EQ.ZERO.AND.B.NE.ZERO)GOTO 1000
      IF(C.EQ.ZERO.AND.D.NE.ZERO)GOTO 1000
      IF(C.LT.ZERO.OR.A+C.LT.ZERO)GOTO 1000
      IF(A.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO)GOTO 1000
C
      IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10
      Z=-DLOG(ONE-F)
      Y1=Z
      IF(B.EQ.ZERO)GOTO 5
      TEMP=-B*Z
      IF(TEMP.LT.UFL)Y1=ONE/B

```

```

      IF(TEMP.GE.UFL)Y1=(ONE-DEXP(TEMP))/B
5  CONTINUE
      Y2=Z
      IF(D.NE.ZERO)Y2=(ONE-DEXP(D*Y2))/(-D)
      QUAWAK=XI+A*Y1+C*Y2
      RETURN
C
10 IF(F.EQ.ZERO)GOTO 20
   IF(F.EQ.ONE)GOTO 30
   GOTO 1010
20 QUAWAK=XI
   RETURN
30 IF(D.GT.ZERO)GOTO 1010
   IF(D.LT.ZERO)QUAWAK=XI+A/B-C/D
   IF(D.EQ.ZERO.AND.C.GT.ZERO)GOTO 1010
   IF(D.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO.AND.B.EQ.ZERO)GOTO 1010
   IF(D.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO.AND.B.GT.ZERO)QUAWAK=XI+A/B
   RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
      QUAWAK=ZERO
      RETURN
1010 WRITE(6,7010)
      QUAWAK=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAWAK : PARAMETERS INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAWAK :',
      * ' ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
      END

```

Apêndice E – Código Fortran de Testes de Homogeneidade e Seleção da Distribuição Regional

```

C===== XTEST.FOR
PROGRAM XTEST
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C* VERSION 3.03 JUNE 2000
C* * CHARACTER variable declarations changed to conform with
C* Fortran-77 standard
C*
C*****
C
C EXAMPLE PROGRAM TO ILLUSTRATE THE USE OF ROUTINE REGTST
C
C THE ROUTINE READS IN THE SAMPLE L-MOMENTS FOR DIFFERENT SITES IN A
C REGION AND CALLS ROUTINE REGTST TO COMPUTE DISCORDANCY, HETEROGENEITY
C AND GOODNESS-OF-FIT STATISTICS.
C
C PARAMETERS OF PROGRAM:
C MAXNS - MAXIMUM NUMBER OF SITES
C SSEED - SEED FOR RANDOM-NUMBER GENERATOR
C NSIM - NSIM PARAMETER OF ROUTINE REGTST
C KPRINT - OUTPUT FLAG, KPRINT PARAMETER OF ROUTINE REGTST
C INFILE - STREAM NUMBER TO WHICH INPUT FILE IS ATTACHED
C KOUT - STREAM NUMBER TO WHICH OUTPUT FILE IS ATTACHED
C NPROB - NUMBER OF QUANTILES TO BE FOUND
C A - ) PARAMETERS OF
C B - ) PLOTTING POSITION
C
C ARRAYS TO BE INITIALIZED IN DATA STATEMENTS:
C PROB - PROBABILITIES FOR WHICH QUANTILES ARE TO BE FOUND
C
C ROUTINES USED: REGTST AND ROUTINES CALLED BY REGTST
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C
C PARAMETER (SSEED=619145091D0,NSIM=500,MAXNS=200)
C PARAMETER (KPRINT=1,INFILE=7,IOUTFILE=6,NPROB=10)
C
C CHARACTER*12 NAMES(MAXNS)
C CHARACTER*60 REGNAM
C DOUBLE PRECISION D(MAXNS),H(3),PARA(5,6),PROB(NPROB),RMOM(5),
C * VBAR(3),VOBS(3),VSD(3),XMOM(5,MAXNS),Z(5)
C INTEGER LEN(MAXNS)
C
C DATA A/-0.35D0/B/-0.25D0/
C DATA PROB/0.01D0,0.02D0,0.05D0,0.1D0,0.2D0,
C * 0.5D0,0.90D0,0.95D0,0.99D0,0.999D0/
C
C READ IN THE AT-SITE L-MOMENTS.
C DATA FILE MAY CONTAIN ANY NUMBER OF REGIONAL DATA STRUCTURES.
C A 'REGIONAL DATA STRUCTURE' CONSISTS OF:
C 1. ONE RECORD CONTAINING:
C (COLUMNS 1- 4) NUMBER OF SITES IN REGION;
C (COLUMNS 5-56) IDENTIFYING LABEL FOR THE REGION.
C 2. FOR EACH SITE, ONE RECORD CONTAINING:
C (COLUMNS 1-12) AN IDENTIFYING LABEL FOR THE SITE;
C (COLUMNS 13-16) THE RECORD LENGTH AT THE SITE;

```

```

C      (COLUMNS 17-56) SAMPLE L-MOMENTS L-1, L-CV, T-3, T-4, T-5.
C
C
C      OPEN INPUT FILES-----
C      OPEN(INFILE,FILE='MAXWIND.IN',STATUS='old')
C
C      open output files -----
C      OPEN(IOUTFILE, FILE='MAXWIND.OUT')
C
C      1 READ(INFILE,5000,END=900)NSITES,REGNAM
C      WRITE(IOUTFILE,6000)REGNAM,NSITES
C      DO 10 ISITE=1,NSITES
C          READ(INFILE,5010)NAMES(ISITE),LEN(ISITE),(XMOM(I,ISITE),I=1,5)
C      10 CONTINUE
C
C      CALCULATE TEST STATISTICS
C
C      SEED=SSEED
C      CALL REGTST(NSITES,NAMES,LEN,XMOM,A,B,SEED,NSIM,NPROB,PROB,
C      * KPRINT,IOUTFILE,RMOM,D,VOBS,VBAR,VSD,H,Z,PARA)
C      GOTO 1
C
C      900 CONTINUE
C      WRITE(IOUTFILE,6010)
C      STOP
C
C      5000 FORMAT(I4,A52)
C      5010 FORMAT(A12,I4,F8.2,4F9.4)
C      6000 FORMAT(///1X,A52,I8,' SITES')
C      6010 FORMAT(///" ALL DATA PROCESSED")
C      END
C
C===== REGTST.FOR
C      SUBROUTINE REGTST(NSITES,NAMES,LEN,XMOM,A,B,SEED,NSIM,NPROB,PROB,
C      * KPRINT,KOUT,RMOM,D,VOBS,VBAR,VSD,H,Z,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C* VERSION 3.03 JUNE 2000
C* * CHARACTER variable declarations changed to conform with
C* Fortran-77 standard
C*
C*****
C
C      CALCULATES THREE STATISTICS USEFUL IN REGIONAL FREQUENCY ANALYSIS
C
C      DISCORDANCY MEASURE, D(I), FOR INDIVIDUAL SITES IN A REGION.
C      LARGE VALUES MIGHT BE USED AS A FLAG TO INDICATE POTENTIAL ERRORS
C      IN THE DATA AT THE SITE. "LARGE" MIGHT BE 3 FOR REGIONS WITH 15
C      OR MORE SITES, BUT LESS (EXACT VALUES IN ARRAY DC1) FOR SMALLER
C      REGIONS.
C
C      HETEROGENEITY MEASURES, H(J), FOR A REGION BASED UPON EITHER:-
C      J=1: THE WEIGHTED S.D. OF THE L-CVS OR
C      J=2: THE AVERAGE DISTANCE FROM THE SITE TO THE REGIONAL AVERAGE
C           ON A GRAPH OF L-CV VS. L-SKEWNESS
C      J=3: THE AVERAGE DISTANCE FROM THE SITE TO THE REGIONAL AVERAGE
C           ON A GRAPH OF L-SKEWNESS VS. L-KURTOSIS
C
C      IN PRACTICE H(1) IS PROBABLY SUFFICIENT. A VALUE GREATER THAN
C      (SAY) 1.0 SUGGESTS THAT FURTHER SUBDIVISION OF THE REGION SHOULD
C      BE CONSIDERED AS IT MIGHT IMPROVE QUANTILE ESTIMATES.
C

```



```

C GOODNESS-OF-FIT MEASURES, Z(K), FOR 5 CANDIDATE DISTRIBUTIONS:
C   K=1: GENERALIZED LOGISTIC
C   K=2: GENERALIZED EXTREME VALUE
C   K=3: GENERALIZED NORMAL (LOGNORMAL)
C   K=4: PEARSON TYPE III (3-PARAMETER GAMMA)
C   K=5: GENERALIZED PARETO
C
C   PROVIDED THAT THE REGION IS ACCEPTABLY CLOSE TO HOMOGENEOUS,
C   THE FIT MAY BE JUDGED ACCEPTABLE AT 10% SIGNIFICANCE LEVEL
C   IF Z(K) IS LESS THAN 1.645 IN ABSOLUTE VALUE.
C
C FOR FURTHER DETAILS SEE J.R.M. HOSKING AND J.R. WALLIS (1997),
C "REGIONAL FREQUENCY ANALYSIS: AN APPROACH BASED ON L-MOMENTS",
C CAMBRIDGE UNIVERSITY PRESS, CHAPTERS 3-5.
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C NSITES * INPUT* NUMBER OF SITES IN REGION
C NAMES * INPUT* CHARACTER*12 ARRAY OF LENGTH NSITES. SITE NAMES.
C LEN * INPUT* ARRAY OF LENGTH NSITES. RECORD LENGTHS AT EACH SITE.
C XMOM * INPUT* ARRAY OF DIMENSION (5,NSITES). ARRAY CONTAINING
C       THE FIRST 5 SAMPLE L-MOMENTS FOR EACH SITE, IN THE
C       ORDER MEAN, L-CV, L-SKEWNESS, L-KURTOSIS, T-5, I.E
C       XMOM(I,J) CONTAINS THE ITH L-MOMENT FOR SITE J.
C       N.B. XMOM(2,.) CONTAINS L-CV, NOT THE USUAL L-2!
C A * INPUT* ) PARAMETERS OF
C B * INPUT* ) PLOTTING POSITION.
C       NOTE: A AND B SHOULD BE THE SAME AS THE VALUES USED
C       TO CALCULATE THE MOMENTS IN THE XMOM ARRAY.
C SEED * INPUT* SEED FOR RANDOM NUMBER GENERATOR. SHOULD BE A WHOLE
C       NUMBER IN THE RANGE 2D0 TO 2147483647D0.
C NSIM * INPUT* NUMBER OF SIMULATED WORLDS FOR HETEROGENEITY AND
C       GOODNESS-OF-FIT TESTS.
C       NOTE: NSIM=0 WILL FORCE RETURN AT COMPLETION OF
C       OUTLIER TEST. NSIM=1 WILL SUPPRESS CALCULATION OF
C       H AND Z STATISTICS, BUT PARAMETER AND QUANTILE
C       ESTIMATES WILL BE FOUND.
C NPROB * INPUT* NUMBER OF QUANTILES TO BE CALCULATED
C PROB * INPUT* ARRAY OF LENGTH NPROB. PROBABILITIES FOR WHICH
C       QUANTILES ARE TO BE CALCULATED.
C KPRINT * INPUT* OUTPUT FLAG. SHOULD BE SET TO
C       0 TO SUPPRESS OUTPUT
C       1 TO PRINT OUTPUT
C KOUT * INPUT* CHANNEL TO WHICH OUTPUT IS DIRECTED
C RMOM * OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 5. ON EXIT, CONTAINS THE REGIONAL
C       WEIGHTED AVERAGE L-MOMENT RATIOS.
C D * OUTPUT* ARRAY OF LENGTH NSITES. ON EXIT, CONTAINS THE
C       DISCORDANCY MEASURE (D STATISTIC) FOR EACH SITE.
C VOBS * OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE REGIONAL
C       OBSERVED VALUES OF 3 HETEROGENEITY STATISTICS:
C       (1) WEIGHTED S.D. OF L-CVS;
C       (2) AVERAGE OF L-CV/L-SKEW DISTANCES;
C       (3) AVERAGE OF L-SKEW/L-KURTOSIS DISTANCES.
C VBAR * OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE MEAN OF THE
C       SIMULATED VALUES OF THE 3 HETEROGENEITY STATISTICS.
C VSD * OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE S.D. OF THE
C       SIMULATED VALUES OF THE 3 HETEROGENEITY STATISTICS.
C H * OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS HETEROGENEITY
C       MEASURES (H STATISTICS), I.E. H=(VOBS-VBAR)/VSD.
C Z * OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 5. ON EXIT, CONTAINS GOODNESS-OF-FIT
C       MEASURES (Z STATISTICS) FOR 5 DISTRIBUTIONS:
C       (1) GEN. LOGISTIC, (2) GEN. EXTREME VALUE,
C       (3) GEN. NORMAL, (4) PEARSON TYPE III,
C       (5) GEN. PARETO.
C PARA * OUTPUT* ARRAY OF DIMENSION (5,6). ON EXIT, IF NSIM.GE.1,
C       CONTAINS PARAMETERS OF GROWTH CURVES FITTED BY THE
C       ABOVE 5 DISTRIBUTIONS, PLUS WAKEBY.
C
C OTHER ROUTINES USED: DERF,DIGAMD,DLGAMA,DURAND,GAMIND,PELGEV,PELGLO,
C PELGNO,PELGPA,PELKAP,PELPE3,PELWAK,QUAGAM,QUAGEV,QUAGLO,QUAGNO,
C QUAGPA,QUAKAP,QUAPE3,QUASTN,QUAWAK,SAMLMR, SORT
C
C QUANTITIES DEFINED IN PARAMETER STATEMENT:
C MAXNS - MUST BE AT LEAST AS LARGE AS NSITES

```

```

C MAXREC - MUST BE AT LEAST AS LARGE AS EACH ELEMENT OF ARRAY LEN
C MAXQ - MUST BE AT LEAST AS LARGE AS NPROB
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  PARAMETER (MAXNS=200,MAXQ=30,MAXREC=200)
C
  CHARACTER*1 BLANK,STAR,LOOK1,LOOK2
  CHARACTER*12 NAMES(NSITES)
  CHARACTER*18 DISTRI(6)
  DOUBLE PRECISION D(NSITES),DC1(14),DC2(18),H(3),PARA(5,6),
*   PROB(NPROB),Q(MAXQ),RMOM(5),RPARA(4),SMAT(3,3),TMOM(4),T4FIT(5),
*   VBAR(3),VOBS(3),VSD(3),WORK(MAXNS,3),X(MAXREC),XMOM(5,NSITES),
*   Z(5)
  INTEGER LEN(NSITES)
  DATA BLANK/' ',STAR/'*'/
  DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/
  DATA DISTRI/
*   'GEN. LOGISTIC ','GEN. EXTREME VALUE','GEN. NORMAL ',
*   'PEARSON TYPE III ','GEN. PARETO ','WAKEBY '/
C
C   COEFFICIENTS OF POWER-SERIES APPROXIMATIONS OF TAU-4 IN TERMS
C   OF TAU-3, FOR THE FIRST 5 DISTRIBUTIONS IN ARRAY DISTRI
C
  DATA GLOC0,GLOC2/0.16667D0,0.83333D0/
  DATA GEVC0,GEVC1,GEVC2,GEVC3,GEVC4,GEVC5,GEVC6/
*   0.10701D0, 0.11090D0, 0.84838D0,-0.06669D0,
*   0.00567D0,-0.04208D0, 0.03763D0/
  DATA GNOC0,GNOC2,GNOC4,GNOC6,GNOC8/
*   0.12282D0,0.77518D0,0.12279D0,-0.13638D0,0.11368D0/
  DATA PE3C0,PE3C2,PE3C4,PE3C6,PE3C8/
*   0.12240D0,0.30115D0,0.95812D0,-0.57488D0,0.19383D0/
  DATA GPAC1,GPAC2,GPAC3,GPAC4/
*   0.20196D0,0.95924D0,-0.20096D0,0.04061D0/
C
C   CRITICAL VALUES FOR D, H AND Z STATISTICS
C
  DATA DC1/4*3D0,1.3330D0,1.6481D0,1.9166D0,2.1401D0,2.3287D0,
*   2.4906D0,2.6321D0,2.7573D0,2.8694D0,2.9709D0/
  DATA DC2/4*4D0,1.3333D0,1.6648D0,1.9821D0,2.2728D0,2.5337D0,
*   2.7666D0,2.9748D0,3.1620D0,3.3310D0,3.4844D0,
*   3.6246D0,3.7532D0,3.8718D0,3.9816D0/
  DATA HCRIT1,HCRIT2/1D0,2D0/
  DATA ZCRIT/1.645D0/
C
C   INITIALIZE ARRAYS
C
  NMAX=0
  SUMLEN=0
  DO 10 I=1,NSITES
    NREC=LEN(I)
    IF(NREC.GT.NMAX)NMAX=NREC
    SUMLEN=SUMLEN+NREC
  10 D(I)=ZERO
  DO 20 K=1,3
    VOBS(K)=ZERO
    VBAR(K)=ZERO
    VSD(K)=ZERO
    H(K)=ZERO
  20 CONTINUE
  DO 30 IDIST=1,5
    Z(IDIST)=ZERO
  30 Z(IDIST)=ZERO
  DO 40 IPARA=1,5
    DO 40 IDIST=1,6
  40 PARA(IPARA,IDIST)=ZERO
  IF(NSITES.GT.MAXNS)GOTO 1000
C
C   CALCULATE THE WEIGHTED MEAN OF L-CV, L-SKEW, L-KURTOSIS
C
  DO 60 K=2,5
    RMOM(K)=ZERO
    DO 50 I=1,NSITES
  50 RMOM(K)=RMOM(K)+LEN(I)*XMOM(K,I)
  60 RMOM(K)=RMOM(K)/SUMLEN

```

```

      RMOM(1)=ONE
C
C      CALCULATE SUM OF SQUARES MATRIX
C
      IF(NSITES.LE.3)GOTO 135
      SUM2=ZERO
      SUM3=ZERO
      SUM4=ZERO
      DO 70 I=1,NSITES
      SUM2=SUM2+XMOM(2,I)
      SUM3=SUM3+XMOM(3,I)
      SUM4=SUM4+XMOM(4,I)
70 CONTINUE
      SUM2=SUM2/NSITES
      SUM3=SUM3/NSITES
      SUM4=SUM4/NSITES
      DO 80 I=1,NSITES
      WORK(I,1)=XMOM(2,I)-SUM2
      WORK(I,2)=XMOM(3,I)-SUM3
      WORK(I,3)=XMOM(4,I)-SUM4
80 CONTINUE
      DO 100 J=1,3
      DO 100 K=J,3
      SMAT(J,K)=ZERO
      DO 90 I=1,NSITES
90 SMAT(J,K)=SMAT(J,K)+WORK(I,J)*WORK(I,K)
100 CONTINUE
C
C      INVERT SUM OF SQUARES MATRIX
C
      DO 110 K=1,3
      IF(SMAT(1,1).LE.ZERO)GOTO 1030
      TEMP0=ONE/SMAT(1,1)
      TEMP1=-SMAT(1,2)*TEMP0
      TEMP2=-SMAT(1,3)*TEMP0
      IF(K.GT.2)TEMP1=-TEMP1
      IF(K.GT.1)TEMP2=-TEMP2
      SMAT(1,1)=SMAT(2,2)+TEMP1*SMAT(1,2)
      SMAT(1,2)=SMAT(2,3)+TEMP1*SMAT(1,3)
      SMAT(2,2)=SMAT(3,3)+TEMP2*SMAT(1,3)
      SMAT(1,3)=TEMP1
      SMAT(2,3)=TEMP2
      SMAT(3,3)=TEMP0
110 CONTINUE
      SMAT(2,1)=SMAT(1,2)
      SMAT(3,1)=SMAT(1,3)
      SMAT(3,2)=SMAT(2,3)
C
C      CALCULATE DISCORDANCY MEASURES (D STATISTICS)
C
      FACTOR=NSITES/THREE
      DO 130 I=1,NSITES
      DO 120 J=1,3
      DO 120 K=1,3
120 D(I)=D(I)+WORK(I,J)*WORK(I,K)*SMAT(J,K)
      D(I)=D(I)*FACTOR
      WORK(I,1)=D(I)
130 CONTINUE
      CALL SORT(WORK(1,1),NSITES)
      GOTO 140
135 DO 138 I=1,NSITES
138 D(I)=ONE
C
C      PRINT DISCORDANCY MEASURES
C
140 CONTINUE
      IF(KPRINT.LE.0)GOTO 160
      WRITE(KOUT,6000)
      DCRIT1=DC1(1)
      DCRIT2=DC2(1)
      IF(NSITES.LE.14)DCRIT1=DC1(NSITES)
      IF(NSITES.LE.18)DCRIT2=DC2(NSITES)
      KSTART=1

```

```

DO 150 I=1,NSITES
LOOK1=BLANK
LOOK2=BLANK
IF(D(I).GE.DCRIT1)LOOK1=STAR
IF(D(I).GE.DCRIT2)LOOK2=STAR
IF(D(I).LT.DCRIT1)KSTART=KSTART+1
WRITE(KOUT,6010)I,LEN(I),NAMES(I),(XMOM(K,I),K=2,4),
* D(I),LOOK1,LOOK2
150 CONTINUE
WRITE(KOUT,6020)(RMOM(K),K=2,4)
IF(KSTART.LE.NSITES)WRITE(KOUT,6030)(WORK(K,1),K=KSTART,NSITES)
160 CONTINUE
C
IF(NSIM.LE.0)RETURN
IF(NPROB.GT.MAXQ)GOTO 1010
IF(NSIM.EQ.1)GOTO 270
IF(NMAX.GT.MAXREC)GOTO 1020
C
C      FIT KAPPA DISTRIBUTION TO REGIONAL L-MOMENTS
C
CALL PELKAP(RMOM,RPARA,IFAIL)
IF(IFAIL.EQ.0)GOTO 180
CALL PELGLO(RMOM,RPARA)
RPARA(4)=-ONE
180 IF(KPRINT.GT.0)WRITE(KOUT,6040)(RPARA(K),K=1,4)
C
C      START THE NSIM REPETITIONS
C
T4BAR=ZERO
T4SD=ZERO
DO 220 ISIM=1,NSIM
SUM2=ZERO
SUM3=ZERO
SUM4=ZERO
C
C      START OF LOOP OVER SITES
C
DO 200 I=1,NSITES
NREC=LEN(I)
C
C      GET VECTOR OF UNIFORM RANDOM NUMBERS
C
CALL DURAND(SEED,NREC,X)
C
C      TRANSFORM FROM UNIFORM TO KAPPA
C
DO 190 J=1,NREC
X(J)=QUAKAP(X(J),RPARA)
190 CONTINUE
C
C      FIND L-MOMENTS OF SIMULATED DATA
C
CALL SORT(X,NREC)
CALL SAMLMR(X,NREC,TMOM,4,A,B)
CV=TMOM(2)/TMOM(1)
WORK(I,1)=CV
WORK(I,2)=TMOM(3)
WORK(I,3)=TMOM(4)
SUM2=SUM2+NREC*CV
SUM3=SUM3+NREC*TMOM(3)
SUM4=SUM4+NREC*TMOM(4)
C
C      END OF LOOP OVER SITES
C
200 CONTINUE
C
SUM2=SUM2/SUMLEN
SUM3=SUM3/SUMLEN
SUM4=SUM4/SUMLEN
T4BAR=T4BAR+SUM4
T4SD=T4SD+SUM4**2
C
C      CALCULATE HETEROGENEITY V-STATISTICS FOR SIMULATED DATA

```

```

C
  IF(NSITES.EQ.1)GOTO 215
  V1=ZERO
  V2=ZERO
  V3=ZERO
  DO 210 I=1,NSITES
    NREC=LEN(I)
    TEMP2=(WORK(I,1)-SUM2)**2
    TEMP3=(WORK(I,2)-SUM3)**2
    TEMP4=(WORK(I,3)-SUM4)**2
    V1=V1+NREC*TEMP2
    V2=V2+NREC*DSQRT(TEMP2+TEMP3)
    V3=V3+NREC*DSQRT(TEMP3+TEMP4)
  210 CONTINUE
  V1=DSQRT(V1/SUMLEN)
  V2=V2/SUMLEN
  V3=V3/SUMLEN
  VBAR(1)=VBAR(1)+V1
  VBAR(2)=VBAR(2)+V2
  VBAR(3)=VBAR(3)+V3
  VSD(1)=VSD(1)+V1**2
  VSD(2)=VSD(2)+V2**2
  VSD(3)=VSD(3)+V3**2
  215 CONTINUE
C
C   END OF THE NSIM REPETITIONS
C
  220 CONTINUE
C
C   CALCULATE HETEROGENEITY V-STATISTICS FOR OBSERVED DATA
C
  IF(NSITES.EQ.1)GOTO 235
  V1=ZERO
  V2=ZERO
  V3=ZERO
  DO 225 I=1,NSITES
    NREC=LEN(I)
    TEMP2=(XMOM(2,I)-RMOM(2))**2
    TEMP3=(XMOM(3,I)-RMOM(3))**2
    TEMP4=(XMOM(4,I)-RMOM(4))**2
    V1=V1+NREC*TEMP2
    V2=V2+NREC*DSQRT(TEMP2+TEMP3)
    V3=V3+NREC*DSQRT(TEMP3+TEMP4)
  225 CONTINUE
  VOBS(1)=DSQRT(V1/SUMLEN)
  VOBS(2)=V2/SUMLEN
  VOBS(3)=V3/SUMLEN
C
C   CALCULATE AND PRINT HETEROGENEITY MEASURES (H STATISTICS)
C
  IF(KPRINT.GT.0)WRITE(KOUT,6050)NSIM
  DO 230 J=1,3
    VBAR(J)=VBAR(J)/NSIM
    VSD(J)=DSQRT((VSD(J)-NSIM*VBAR(J)**2)/(NSIM-ONE))
    H(J)=(VOBS(J)-VBAR(J))/VSD(J)
    IF(KPRINT.LE.0)GOTO 230
    LOOK1=BLANK
    LOOK2=BLANK
    IF(H(J).GE.HCRIT1)LOOK1=STAR
    IF(H(J).GE.HCRIT2)LOOK2=STAR
    IF(J.EQ.1)WRITE(KOUT,6060)VOBS(J),VBAR(J),VSD(J),H(J),LOOK1,LOOK2
    IF(J.EQ.2)WRITE(KOUT,6070)VOBS(J),VBAR(J),VSD(J),H(J),LOOK1,LOOK2
    IF(J.EQ.3)WRITE(KOUT,6080)VOBS(J),VBAR(J),VSD(J),H(J),LOOK1,LOOK2
  230 CONTINUE
  235 CONTINUE
C
C   FIND TAU-4 VALUES OF EACH CANDIDATE DISTRIBUTION
C
  S=RMOM(3)
  SS=S*S
  T4FIT(1)=GLOC0+SS*GLOC2
  T4FIT(2)=
  * GEVC0+S*(GEVC1+S*(GEVC2+S*(GEVC3+S*(GEVC4+S*(GEVC5+S*GEVC6))))

```

```

T4FIT(3)=GNOC0+SS*(GNOC2+SS*(GNOC4+SS*(GNOC6+SS*GNOC8)))
T4FIT(4)=PE3C0+SS*(PE3C2+SS*(PE3C4+SS*(PE3C6+SS*PE3C8)))
T4FIT(5)=S*(GPAC1+S*(GPAC2+S*(GPAC3+S*GPAC4)))
C
C   CALCULATE GOODNESS-OF-FIT MEASURES (Z STATISTICS)
C
T4BAR=T4BAR/NSIM
T4SD=DSQRT((T4SD-NSIM*T4BAR**2)/(NSIM-ONE))
DO 240 IDIST=1,5
Z(IDIST)=(T4FIT(IDIST)+T4BAR-TWO*RMOM(4))/T4SD
240 CONTINUE
C
C   PRINT Z STATISTICS
C
IF(KPRINT.LE.0)GOTO 260
WRITE(KOUT,6090)NSIM
DO 250 IDIST=1,5
LOOK1=BLANK
IF(DABS(Z(IDIST)).LT.ZCRIT)LOOK1=STAR
250 WRITE(KOUT,6100)DISTR1(IDIST),T4FIT(IDIST),Z(IDIST),LOOK1
260 CONTINUE
C
C   FIT DISTRIBUTIONS
C
270 CONTINUE
CALL PELGLO(RMOM,PARA(1,1))
CALL PELGEV(RMOM,PARA(1,2))
CALL PELGNO(RMOM,PARA(1,3))
CALL PELPE3(RMOM,PARA(1,4))
CALL PELGPA(RMOM,PARA(1,5))
CALL PELWAK(RMOM,PARA(1,6),IFAIL)
C
C   FOR SUCCESSFUL CANDIDATES AND WAKEBY, PRINT PARAMETERS ...
C
IF(KPRINT.LE.0)GOTO 320
IF(NSIM.EQ.1)WRITE(KOUT,6110)
IF(NSIM.GT.1)WRITE(KOUT,6120)
DO 280 IDIST=1,5
IF(DABS(Z(IDIST)).LE.ZCRIT)
* WRITE(KOUT,6130)DISTR1(IDIST),(PARA(IPARA,IDIST),IPARA=1,3)
280 CONTINUE
WRITE(KOUT,6130)DISTR1(6),(PARA(IPARA,6),IPARA=1,5)
C
C   ... AND ESTIMATE AND PRINT QUANTILES
C
IF(NPROB.EQ.0)GOTO 320
WRITE(KOUT,6140)PROB
DO 300 IDIST=1,5
IF(DABS(Z(IDIST)).GT.ZCRIT)GOTO 300
DO 290 IQ=1,NPROB
IF(IDIST.EQ.1)Q(IQ)=QUAGLO(PROB(IQ),PARA(1,1))
IF(IDIST.EQ.2)Q(IQ)=QUAGEV(PROB(IQ),PARA(1,2))
IF(IDIST.EQ.3)Q(IQ)=QUAGNO(PROB(IQ),PARA(1,3))
IF(IDIST.EQ.4)Q(IQ)=QUAPE3(PROB(IQ),PARA(1,4))
IF(IDIST.EQ.5)Q(IQ)=QUAGPA(PROB(IQ),PARA(1,5))
290 CONTINUE
WRITE(KOUT,6150)DISTR1(IDIST),(Q(IQ),IQ=1,NPROB)
300 CONTINUE
DO 310 IQ=1,NPROB
310 Q(IQ)=QUAWAK(PROB(IQ),PARA(1,6))
WRITE(KOUT,6150)DISTR1(6),(Q(IQ),IQ=1,NPROB)
320 CONTINUE
C
C   RETURN
C
1000 WRITE(KOUT,7000)'MAXNS'
RETURN
1010 WRITE(KOUT,7000)'MAXQ'
RETURN
1020 WRITE(KOUT,7000)'MAXREC'
RETURN
1030 WRITE(KOUT,7010)
GOTO 140

```

```

C
6000 FORMAT(/ SITE N NAME L-CV L-SKEW L-KURT D(I))
6010 FORMAT(2I5,2X,A12,3F8.4,F7.2,2X,2A1)
6020 FORMAT(/5X,'WEIGHTED MEANS',5X,6F8.4)
6030 FORMAT(/ FLAGGED TEST VALUES/(15F5.1))
6040 FORMAT(/ PARAMETERS OF REGIONAL KAPPA DISTRIBUTION ',4F8.4)
6050 FORMAT(/ ***** HETEROGENEITY MEASURES *****/
* '(NUMBER OF SIMULATIONS =',I6,')')
6060 FORMAT(/ OBSERVED S.D. OF GROUP L-CV =',F8.4/
* ' SIM. MEAN OF S.D. OF GROUP L-CV =',F8.4/
* ' SIM. S.D. OF S.D. OF GROUP L-CV =',F8.4/
* ' STANDARDIZED TEST VALUE H(1) =',F6.2,2X,2A1)
6070 FORMAT(/ OBSERVED AVE. OF L-CV / L-SKEW DISTANCE =',F8.4/
* ' SIM. MEAN OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE =',F8.4/
* ' SIM. S.D. OF AVE. L-CV / L-SKEW DISTANCE =',F8.4/
* ' STANDARDIZED TEST VALUE H(2) =',F6.2,2X,2A1)
6080 FORMAT(/ OBSERVED AVE. OF L-SKEW/L-KURT DISTANCE =',F8.4/
* ' SIM. MEAN OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE =',F8.4/
* ' SIM. S.D. OF AVE. L-SKEW/L-KURT DISTANCE =',F8.4/
* ' STANDARDIZED TEST VALUE H(3) =',F6.2,2X,2A1)
6090 FORMAT(/ ***** GOODNESS-OF-FIT MEASURES *****/
* '(NUMBER OF SIMULATIONS =',I6,')')
6100 FORMAT(1X,A18,2X,' L-KURTOSIS=',F6.3,2X,' Z VALUE=',F6.2,1X,A1)
6110 FORMAT(/ PARAMETER ESTIMATES'/)
6120 FORMAT(/ PARAMETER ESTIMATES FOR DISTRIBUTIONS ACCEPTED AT THE',
* ' 90% LEVEL'/)
6130 FORMAT(1X,A18,1X,5(F7.3,1X))
6140 FORMAT(/ QUANTILE ESTIMATES'/19X,(1X,14F7.3))
6150 FORMAT(1X,A18,(1X,14(F7.3,1X)))
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE REGTST :',
* ' INSUFFICIENT WORKSPACE - RECOMPILE WITH LARGER VALUE OF ',A6)
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE REGTST : UNABLE TO INVERT',
* ' SUM-OF-SQUARES MATRIX.'/31X,'D STATISTICS NOT CALCULATED.')
C
END
C===== SORT.FOR
SUBROUTINE SORT(X,N)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C*****
C
C SORTS THE ARRAY X INTO ASCENDING ORDER
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X *IN/OUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE NUMBERS TO BE SORTED.
C ON EXIT, CONTAINS THE SORTED NUMBERS.
C N *INPUT* NUMBER OF ELEMENTS TO BE SORTED
C
C METHOD USED IS SHELL SORT WITH SEQUENCE OF INCREMENTS AS IN
C D.F.KNUTH (1969) 'THE ART OF COMPUTER PROGRAMMING', VOL.3, P.95
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C DOUBLE PRECISION X(N)
C IF(N.LE.1)RETURN
C J=4
C DO 10 I=1,100
C J=3*J+1
C IF(J.GE.N)GOTO 20
C 10 CONTINUE
C 20 CONTINUE
C M=(J/3)

```

```

DO 60 MM=1,100
M=M/3
IF(M.EQ.0)RETURN
DO 50 I=M+1,N
TEST=X(I)
J=I
DO 30 JJ=1,100
J=J-M
IF(J.LE.0)GOTO 40
IF(TEST.GE.X(J))GOTO 40
30 X(J+M)=X(J)
40 CONTINUE
50 X(J+M)=TEST
60 CONTINUE
END
C===== PELWAK.FOR
SUBROUTINE PELWAK(XMOM,PARA,IFAIL)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C* VERSION 3.04 JULY 2005
C* * Minor bug fix in test for validity of L-moments.
C*
C*****
C
C PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE WAKEBY DISTRIBUTION
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C XMOM *INPUT* ARRAY OF LENGTH 5. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C LAMBDA-2, TAU-3, TAU-4, TAU-5.
C PARA *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 5. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C IN THE ORDER XI, ALPHA, BETA, GAMMA, DELTA.
C IFAIL *OUTPUT* FAIL FLAG. ON EXIT, IT IS SET AS FOLLOWS.
C 0 SUCCESSFUL EXIT
C 1 ESTIMATES COULD ONLY BE OBTAINED BY SETTING XI=0
C 2 ESTIMATES COULD ONLY BE OBTAINED BY FITTING A
C GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION
C 3 L-MOMENTS INVALID
C
C PROCEDURE:
C 1. LOOK FOR A SOLUTION WITH XI UNCONSTRAINED;
C 2. IF NONE FOUND, LOOK FOR A SOLUTION WITH XI=0;
C 3. IF NONE FOUND, FIT A GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION TO THE
C FIRST 3 L-MOMENTS.
C ESTIMATES ARE CALCULATED USING THE FORMULAS GIVEN BY GREENWOOD ET AL.
C (1979, WATER RESOUR. RES., TABLE 5), BUT EXPRESSED IN TERMS OF
C L-MOMENTS RATHER THAN PROBABILITY WEIGHTED MOMENTS.
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C DOUBLE PRECISION XMOM(5),PARA(5)
C DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/,FOUR/4D0/
C DATA X2/2D0/,X3/3D0/,X4/4D0/,X5/5D0/,X7/7D0/,X8/8D0/,X9/9D0/,
C * X10/10D0/,X11/11D0/,X16/16D0/,X25/25D0/,X29/29D0/,X32/32D0/,
C * X35/35D0/,X85/85D0/,X125/125D0/,X203/203D0/
C
C IF(XMOM(2).LE.ZERO)GOTO 1000
C IF(DABS(XMOM(3)).GE.ONE)GOTO 1000
C IF(DABS(XMOM(4)).GE.ONE)GOTO 1000
C IF(DABS(XMOM(5)).GE.ONE)GOTO 1000
C IFAIL=0
C
C CALCULATE THE L-MOMENTS (LAMBDA'S)
C

```



```

ALAM1=XMOM(1)
ALAM2=XMOM(2)
ALAM3=XMOM(3)*ALAM2
ALAM4=XMOM(4)*ALAM2
ALAM5=XMOM(5)*ALAM2
C
C     ESTIMATE N1,N2,N3,C1,C2,C3 WHEN XI.NE.0
C
XN1= X3*ALAM2-X25*ALAM3 +X32*ALAM4
XN2=-X3*ALAM2 +X5*ALAM3 +X8*ALAM4
XN3= X3*ALAM2 +X5*ALAM3 +X2*ALAM4
XC1= X7*ALAM2-X85*ALAM3+X203*ALAM4-X125*ALAM5
XC2=-X7*ALAM2+X25*ALAM3 +X7*ALAM4 -X25*ALAM5
XC3= X7*ALAM2 +X5*ALAM3 -X7*ALAM4 -X5*ALAM5
C
C     ESTIMATE B AND D
C
XA=XN2*XC3-XC2*XN3
XB=XN1*XC3-XC1*XN3
XC=XN1*XC2-XC1*XN2
DISC=XB*XB-FOUR*XA*XC
IF(DISC.LT.ZERO)GOTO 10
DISC=DSQRT(DISC)
ROOT1=HALF*(-XB+DISC)/XA
ROOT2=HALF*(-XB-DISC)/XA
B= DMAX1(ROOT1,ROOT2)
D=-DMIN1(ROOT1,ROOT2)
IF(D.GE.ONE)GOTO 10
C
C     ESTIMATE A, C AND XI
C
A=(ONE+B)*(TWO+B)*(THREE+B)/
* (FOUR*(B+D))*((ONE+D)*ALAM2-(THREE-D)*ALAM3)
C=- (ONE-D)*(TWO-D)*(THREE-D)/
* (FOUR*(B+D))*((ONE-B)*ALAM2-(THREE+B)*ALAM3)
XI=ALAM1-A/(ONE+B)-C/(ONE-D)
C
C     CHECK FOR VALID PARAMETERS
C
IF(C.GE.ZERO.AND.A+C.GE.ZERO)GOTO 30
C
C     CAN'T FIND VALID ESTIMATES FOR XI UNRESTRICTED, SO TRY XI=0
C
C     ESTIMATE B AND D FOR XI=0
C
10 IFAIL=1
XI=ZERO
ZN1=X4*ALAM1-X11*ALAM2+X9*ALAM3
ZN2=-ALAM2+X3*ALAM3
ZN3=ALAM2+ALAM3
ZC1=X10*ALAM1-X29*ALAM2+X35*ALAM3-X16*ALAM4
ZC2=-ALAM2+X5*ALAM3-X4*ALAM4
ZC3=ALAM2-ALAM4
ZA=ZN2*ZC3-ZC2*ZN3
ZB=ZN1*ZC3-ZC1*ZN3
ZC=ZN1*ZC2-ZC1*ZN2
DISC=ZB*ZB-FOUR*ZA*ZC
IF(DISC.LT.ZERO)GOTO 20
DISC=DSQRT(DISC)
ROOT1=HALF*(-ZB+DISC)/ZA
ROOT2=HALF*(-ZB-DISC)/ZA
B= DMAX1(ROOT1,ROOT2)
D=-DMIN1(ROOT1,ROOT2)
IF(D.GE.ONE)GOTO 20
C
C     ESTIMATE A AND C
C
A= (ONE+B)*(TWO+B)/(B+D)*(ALAM1-(TWO-D)*ALAM2)
C=- (ONE-D)*(TWO-D)/(B+D)*(ALAM1-(TWO+B)*ALAM2)
IF(C.GE.ZERO.AND.A+C.GE.ZERO)GOTO 30
C
C     CAN'T FIND VALID ESTIMATES EVEN WITH XI=0 -
C     FIT GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION INSTEAD

```

```

C
20 IFAIL=2
  D=-(ONE-THREE*XMOM(3))/(ONE+XMOM(3))
  C=(ONE-D)*(TWO-D)*XMOM(2)
  B=ZERO
  A=ZERO
  XI=XMOM(1)-C/(ONE-D)
  IF(D.GT.ZERO)GOTO 30
  A=C
  B=-D
  C=ZERO
  D=ZERO
C
C   COPY RESULTS INTO ARRAY PARA
C
30 PARA(1)=XI
  PARA(2)=A
  PARA(3)=B
  PARA(4)=C
  PARA(5)=D
  RETURN
C
1000 IFAIL=3
  DO 1010 I=1,5
1010 PARA(I)=ZERO
  END
C===== QUAWAK.FOR
  DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAWAK(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE WAKEBY DISTRIBUTION
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION PARA(5)
  DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
C
C   UFL SHOULD BE CHOSEN SO THAT EXP(UFL) JUST DOES NOT CAUSE
C   UNDERFLOW
C
  DATA UFL/-170D0/
C
  XI=PARA(1)
  A=PARA(2)
  B=PARA(3)
  C=PARA(4)
  D=PARA(5)
C
C   TEST FOR VALID PARAMETERS
C
  IF(B+D.LE.ZERO.AND.(B.NE.ZERO.OR.C.NE.ZERO.OR.D.NE.ZERO))GOTO 1000
  IF(A.EQ.ZERO.AND.B.NE.ZERO)GOTO 1000
  IF(C.EQ.ZERO.AND.D.NE.ZERO)GOTO 1000
  IF(C.LT.ZERO.OR.A+C.LT.ZERO)GOTO 1000
  IF(A.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO)GOTO 1000
C
  IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10
  Z=-DLOG(ONE-F)
  Y1=Z
  IF(B.EQ.ZERO)GOTO 5
  TEMP=-B*Z

```

```

      IF(TEMP.LT.UFL)Y1=ONE/B
      IF(TEMP.GE.UFL)Y1=(ONE-DEXP(TEMP))/B
5    CONTINUE
      Y2=Z
      IF(D.NE.ZERO)Y2=(ONE-DEXP(D*Y2))/(-D)
      QUAWAK=XI+A*Y1+C*Y2
      RETURN
C
10  IF(F.EQ.ZERO)GOTO 20
      IF(F.EQ.ONE)GOTO 30
      GOTO 1010
20  QUAWAK=XI
      RETURN
30  IF(D.GT.ZERO)GOTO 1010
      IF(D.LT.ZERO)QUAWAK=XI+A/B-C/D
      IF(D.EQ.ZERO.AND.C.GT.ZERO)GOTO 1010
      IF(D.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO.AND.B.EQ.ZERO)GOTO 1010
      IF(D.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO.AND.B.GT.ZERO)QUAWAK=XI+A/B
      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
      QUAWAK=ZERO
      RETURN
1010 WRITE(6,7010)
      QUAWAK=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAWAK : PARAMETERS INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAWAK :',
      * ' ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
      END
C===== PELGEV.FOR
      SUBROUTINE PELGEV(XMOM,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C  PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE GENERALIZED EXTREME-VALUE
C  DISTRIBUTION
C
C  PARAMETERS OF ROUTINE:
C  XMOM  *INPUT* ARRAY OF LENGTH 3. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C         LAMBDA-2, TAU-3.
C  PARA  *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C         IN THE ORDER XI, ALPHA, K (LOCATION, SCALE, SHAPE).
C
C  OTHER ROUTINES USED: DLGAMA
C
C  METHOD: FOR -0.8 LE TAU3 LT 1, K IS APPROXIMATED BY RATIONAL
C  FUNCTIONS AS IN DONALDSON (1996, COMMUN. STATIST. SIMUL. COMPUT.).
C  IF TAU3 IS OUTSIDE THIS RANGE, NEWTON-RAPHSON ITERATION IS USED.
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION XMOM(3),PARA(3)
      DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/
      DATA P8/0.8D0/,P97/0.97D0/
C
      SMALL IS USED TO TEST WHETHER K IS EFFECTIVELY ZERO
C      EPS,MAXIT CONTROL THE TEST FOR CONVERGENCE OF N-R ITERATION
C
      DATA SMALL/1D-5/,EPS/1D-6/,MAXIT/20/
C

```

```

C      EU IS EULER'S CONSTANT
C      DL2 IS LOG(2), DL3 IS LOG(3)
C
DATA EU/0.57721566D0/,DL2/0.69314718D0/,DL3/1.0986123D0/
C
C      COEFFICIENTS OF RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATIONS FOR K
C
DATA A0,A1,A2/ 0.28377530D0,-1.21096399D0,-2.50728214D0/
DATA A3,A4 /-1.13455566D0,-0.07138022D0/
DATA B1,B2,B3/ 2.06189696D0, 1.31912239D0, 0.25077104D0/
DATA C1,C2,C3/ 1.59921491D0,-0.48832213D0, 0.01573152D0/
DATA D1,D2 /-0.64363929D0, 0.08985247D0/
C
T3=XMOM(3)
IF(XMOM(2).LE.ZERO)GOTO 1000
IF(DABS(T3).GE.ONE)GOTO 1000
IF(T3.LE.ZERO)GOTO 10
C
C      RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATION FOR TAU3 BETWEEN 0 AND 1
C
Z=ONE-T3
G=(-ONE+Z*(C1+Z*(C2+Z*C3)))/(ONE+Z*(D1+Z*D2))
IF(DABS(G).LT.SMALL)GOTO 50
GOTO 40
C
C      RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATION FOR TAU3 BETWEEN -0.8 AND 0
C
10 G=(A0+T3*(A1+T3*(A2+T3*(A3+T3*A4)))/(ONE+T3*(B1+T3*(B2+T3*B3)))
IF(T3.GE.-P8)GOTO 40
C
C      NEWTON-RAPHSON ITERATION FOR TAU3 LESS THAN -0.8
C
IF(T3.LE.-P97)G=ONE-DLOG(ONE+T3)/DL2
T0=(T3+THREE)*HALF
DO 20 IT=1,MAXIT
X2=TWO**(-G)
X3=THREE**(-G)
XX2=ONE-X2
XX3=ONE-X3
T=XX3/XX2
DERIV=(XX2*X3*DL3-XX3*X2*DL2)/(XX2*XX2)
GOLD=G
G=G-(T-T0)/DERIV
IF(DABS(G-GOLD).LE.EPS*G)GOTO 30
20 CONTINUE
WRITE(6,7010)
30 CONTINUE
C
C      ESTIMATE ALPHA,XI
C
40 PARA(3)=G
GAM=DEXP(DLGAMA(ONE+G))
PARA(2)=XMOM(2)*G/(GAM*(ONE-TWO**(-G)))
PARA(1)=XMOM(1)-PARA(2)*(ONE-GAM)/G
RETURN
C
C      ESTIMATED K EFFECTIVELY ZERO
C
50 PARA(3)=ZERO
PARA(2)=XMOM(2)/DL2
PARA(1)=XMOM(1)-EU*PARA(2)
RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE PELGEV : L-MOMENTS INVALID')
7010 FORMAT(' ** WARNING ** ROUTINE PELGEV :',
* ' ITERATION HAS NOT CONVERGED. RESULTS MAY BE UNRELIABLE.')
END
C===== DLGAMA.FOR
DOUBLE PRECISION FUNCTION DLGAMA(X)
C*****

```

```

C*                                     *
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*                                     *
C* J. R. M. HOSKING                                     *
C* IBM RESEARCH DIVISION                               *
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER                       *
C* YORKTOWN HEIGHTS                                   *
C* NEW YORK 10598, U.S.A.                             *
C*                                     *
C* VERSION 3   AUGUST 1996                             *
C*                                     *
C*****
C
C LOGARITHM OF GAMMA FUNCTION
C
C BASED ON ALGORITHM ACM291, COMMUN. ASSOC. COMPUT. MACH. (1966)
C
C   IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C   DATA SMALL,CRIT,BIG,TOOBIG/1D-7,13D0,1D9,2D36/
C
C   C0 IS 0.5*LOG(2*PI)
C   C1...C7 ARE THE COEFFTS OF THE ASYMPTOTIC EXPANSION OF DLGAMA
C
C   DATA C0,C1,C2,C3,C4,C5,C6,C7/
C   * 0.91893 85332 04672 742D 0, 0.83333 33333 33333 333D-1,
C   * -0.27777 77777 77777 778D-2, 0.79365 07936 50793 651D-3,
C   * -0.59523 80952 38095 238D-3, 0.84175 08417 50841 751D-3,
C   * -0.19175 26917 52691 753D-2, 0.64102 56410 25641 026D-2/
C
C   S1 IS -(EULER'S CONSTANT), S2 IS PI**2/12
C
C   DATA S1/-0.57721 56649 01532 861D 0/
C   DATA S2/ 0.82246 70334 24113 218D 0/
C
C   DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/
C   DLGAMA=ZERO
C   IF(X.LE.ZERO)GOTO 1000
C   IF(X.GT.TOOBIG)GOTO 1000
C
C   USE SMALL-X APPROXIMATION IF X IS NEAR 0, 1 OR 2
C
C   IF(DABS(X-TWO).GT.SMALL)GOTO 10
C   DLGAMA=DLOG(X-ONE)
C   XX=X-TWO
C   GOTO 20
C 10 IF(DABS(X-ONE).GT.SMALL)GOTO 30
C   XX=X-ONE
C 20 DLGAMA=DLGAMA+XX*(S1+XX*S2)
C   RETURN
C 30 IF(X.GT.SMALL)GOTO 40
C   DLGAMA=-DLOG(X)+S1*X
C   RETURN
C
C   REDUCE TO DLGAMA(X+N) WHERE X+N.GE.CRIT
C
C 40 SUM1=ZERO
C   Y=X
C   IF(Y.GE.CRIT)GOTO 60
C   Z=ONE
C 50 Z=Z*Y
C   Y=Y+ONE
C   IF(Y.LT.CRIT)GOTO 50
C   SUM1=SUM1-DLOG(Z)
C
C   USE ASYMPTOTIC EXPANSION IF Y.GE.CRIT
C
C 60 SUM1=SUM1+(Y-HALF)*DLOG(Y)-Y+C0
C   SUM2=ZERO
C   IF(Y.GE.BIG)GOTO 70
C   Z=ONE/(Y*Y)
C   SUM2=(((((C7*Z+C6)*Z+C5)*Z+C4)*Z+C3)*Z+C2)*Z+C1)/Y
C 70 DLGAMA=SUM1+SUM2

```

```

      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)X
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE DLGAMA :',
* ' ARGUMENT OUT OF RANGE :',D24.16)
      END
C===== QUAGEV.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAGEV(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE GENERALIZED EXTREME-VALUE DISTRIBUTION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(3)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
      U=PARA(1)
      A=PARA(2)
      G=PARA(3)
      IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
      IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10
      Y=-DLOG(-DLOG(F))
      IF(G.NE.ZERO)Y=(ONE-DEXP(-G*Y))/G
      QUAGEV=U+A*Y
      RETURN
C
10 IF(F.EQ.ZERO.AND.G.LT.ZERO)GOTO 20
   IF(F.EQ.ONE .AND.G.GT.ZERO)GOTO 20
   WRITE(6,7000)
   QUAGEV=ZERO
   RETURN
20 QUAGEV=U+A/G
   RETURN
C
1000 WRITE(6,7010)
      QUAGEV=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGEV :',
* ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGEV : PARAMETERS INVALID')
      END
C===== QUAPE3.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAPE3(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C

```

```

C QUANTILE FUNCTION OF THE PEARSON TYPE 3 DISTRIBUTION
C
C OTHER ROUTINES USED: DERF,DLGAMA,GAMIND,QUAGAM,QUASTN
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION PARA(3),PAR(2)
  DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,FOUR/4D0/
C
C   SMALL IS USED TO TEST WHETHER SKEWNESS IS EFFECTIVELY ZERO
C
  DATA SMALL/1D-6/
C
  IF(PARA(2).LE.ZERO)GOTO 1000
  GAMMA=PARA(3)
  IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 20
  IF(DABS(GAMMA).LT.SMALL)GOTO 10
  ALPHA=FOUR/(GAMMA*GAMMA)
  BETA=DABS(HALF*PARA(2)*GAMMA)
  PAR(1)=ALPHA
  PAR(2)=BETA
  IF(GAMMA.GT.ZERO)QUAPE3=PARA(1)-ALPHA*BETA+QUAGAM(F,PAR)
  IF(GAMMA.LT.ZERO)QUAPE3=PARA(1)+ALPHA*BETA-QUAGAM(ONE-F,PAR)
  RETURN
C
C   ZERO SKEWNESS
C
  10 QUAPE3=PARA(1)+PARA(2)*QUASTN(F)
  RETURN
C
  20 IF(F.EQ.ZERO.AND.GAMMA.GT.ZERO)GOTO 30
  IF(F.EQ.ONE .AND.GAMMA.LT.ZERO)GOTO 30
  WRITE(6,7000)
  QUAPE3=ZERO
  RETURN
  30 QUAPE3=PARA(1)-TWO*PARA(2)/GAMMA
  RETURN
C
  1000 WRITE(6,7010)
  RETURN
C
  7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAPE3 :',
    * ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
  7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAPE3 : PARAMETERS INVALID')
  END
C===== QUAGNO.FOR
  DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAGNO(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE GENERALIZED NORMAL DISTRIBUTION
C
C OTHER ROUTINES USED: QUASTN
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION PARA(3)
  DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
  U=PARA(1)
  A=PARA(2)
  G=PARA(3)
  IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
  IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10

```

```

      Y=QUASTN(F)
      IF(G.NE.ZERO)Y=(ONE-DEXP(-G*Y))/G
      QUAGNO=U+A*Y
      RETURN
C
10 IF(F.EQ.ZERO.AND.G.LT.ZERO)GOTO 20
   IF(F.EQ.ONE .AND.G.GT.ZERO)GOTO 20
   WRITE(6,7000)
   QUAGNO=ZERO
   RETURN
20 QUAGNO=U+A/G
   RETURN
C
1000 WRITE(6,7010)
      QUAGNO=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGNO :',
* ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGNO : PARAMETERS INVALID')
      END
C===== QUAGLO.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAGLO(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE GENERALIZED LOGISTIC DISTRIBUTION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(3)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
      U=PARA(1)
      A=PARA(2)
      G=PARA(3)
      IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
      IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10
      Y=DLOG(F/(ONE-F))
      IF(G.NE.ZERO)Y=(ONE-DEXP(-G*Y))/G
      QUAGLO=U+A*Y
      RETURN
C
10 IF(F.EQ.ZERO.AND.G.LT.ZERO)GOTO 20
   IF(F.EQ.ONE .AND.G.GT.ZERO)GOTO 20
   WRITE(6,7000)
   QUAGLO=ZERO
   RETURN
20 QUAGLO=U+A/G
   RETURN
C
1000 WRITE(6,7010)
      QUAGLO=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGLO :',
* ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGLO : PARAMETERS INVALID')
      END
C===== QUASTN.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION QUASTN(F)
C*****
C*

```



```

C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C* VERSION 3.03 JUNE 2000
C* * Fixed: WRITE(6,7000) and FORMAT statement 7000 incompatible
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE STANDARD NORMAL DISTRIBUTION
C
C BASED ON ALGORITHM AS241, APPL. STATIST. (1988) VOL.37 NO.3
C
C   IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C   DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/
C   DATA SPLIT1/0.425D0/,SPLIT2/5D0/,CONST1/0.180625D0/,CONST2/1.6D0/
C
C   COEFFICIENTS OF RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATIONS
C
C   DATA A0,A1,A2,A3,A4,A5,A6,A7,B1,B2,B3,B4,B5,B6,B7/
C   *      0.33871 32872 79636 661D 1,
C   * 0.13314 16678 91784 377D 3, 0.19715 90950 30655 144D 4,
C   * 0.13731 69376 55094 611D 5, 0.45921 95393 15498 715D 5,
C   * 0.67265 77092 70087 009D 5, 0.33430 57558 35881 281D 5,
C   * 0.25090 80928 73012 267D 4, 0.42313 33070 16009 113D 2,
C   * 0.68718 70074 92057 908D 3, 0.53941 96021 42475 111D 4,
C   * 0.21213 79430 15865 959D 5, 0.39307 89580 00927 106D 5,
C   * 0.28729 08573 57219 427D 5, 0.52264 95278 85285 456D 4/
C   DATA C0,C1,C2,C3,C4,C5,C6,C7,D1,D2,D3,D4,D5,D6,D7/
C   *      0.14234 37110 74968 358D 1,
C   * 0.46303 37846 15654 530D 1, 0.57694 97221 46069 141D 1,
C   * 0.36478 48324 76320 461D 1, 0.12704 58252 45236 838D 1,
C   * 0.24178 07251 77450 612D 0, 0.22723 84498 92691 846D -1,
C   * 0.77454 50142 78341 408D -3, 0.20531 91626 63775 882D 1,
C   * 0.16763 84830 18380 385D 1, 0.68976 73349 85100 005D 0,
C   * 0.14810 39764 27480 075D 0, 0.15198 66656 36164 572D -1,
C   * 0.54759 38084 99534 495D -3, 0.10507 50071 64441 684D -8/
C   DATA E0,E1,E2,E3,E4,E5,E6,E7,F1,F2,F3,F4,F5,F6,F7/
C   *      0.66579 04643 50110 378D 1,
C   * 0.54637 84911 16411 437D 1, 0.17848 26539 91729 133D 1,
C   * 0.29656 05718 28504 891D 0, 0.26532 18952 65761 230D -1,
C   * 0.12426 60947 38807 844D -2, 0.27115 55568 74348 758D -4,
C   * 0.20103 34399 29228 813D -6, 0.59983 22065 55887 938D 0,
C   * 0.13692 98809 22735 805D 0, 0.14875 36129 08506 149D -1,
C   * 0.78686 91311 45613 259D -3, 0.18463 18317 51005 468D -4,
C   * 0.14215 11758 31644 589D -6, 0.20442 63103 38993 979D -14/
C
C   Q=F-HALF
C   IF(DABS(Q).GT.SPLIT1)GOTO 10
C   R=CONST1-Q*Q
C   QUASTN=Q*((((((A7*R+A6)*R+A5)*R+A4)*R+A3)*R+A2)*R+A1)*R+A0)
C   * /((((((B7*R+B6)*R+B5)*R+B4)*R+B3)*R+B2)*R+B1)*R+ONE)
C   RETURN
10 R=F
C   IF(Q.GE.ZERO)R=ONE-F
C   IF(R.LE.ZERO)GOTO 1000
C   R=DSQRT(-DLOG(R))
C   IF(R.GT.SPLIT2)GOTO 20
C   R=R-CONST2
C   QUASTN=((((((C7*R+C6)*R+C5)*R+C4)*R+C3)*R+C2)*R+C1)*R+C0)
C   * /((((((D7*R+D6)*R+D5)*R+D4)*R+D3)*R+D2)*R+D1)*R+ONE)
C   GOTO 30
20 R=R-SPLIT2
C   QUASTN=((((((E7*R+E6)*R+E5)*R+E4)*R+E3)*R+E2)*R+E1)*R+E0)
C   * /((((((F7*R+F6)*R+F5)*R+F4)*R+F3)*R+F2)*R+F1)*R+ONE)
30 IF(Q.LT.ZERO)QUASTN=-QUASTN

```

```

      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
      QUASTN=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUASTN :',
* ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
      END
C===== QUAGAM.FOR
      DOUBLE PRECISION QUAGAM(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE GAMMA DISTRIBUTION
C
C OTHER ROUTINES USED: DERF,DLGAMA,GAMIND,QUASTN
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(2)
      DATA ZERO/0D0/,P01/0.01D0/,ONE/1D0/,NINE/9D0/
C
C      EPS,MAXIT CONTROL THE TEST FOR CONVERGENCE OF N-R ITERATION
C
      DATA EPS/1D-10/,MAXIT/30/
C
      QUAGAM=ZERO
      ALPHA=PARA(1)
      BETA=PARA(2)
      IF(ALPHA.LE.ZERO.OR.BETA.LE.ZERO)GOTO 1000
      IF(F.LT.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 1010
      IF(F.EQ.ZERO)RETURN
      AM1=ALPHA-ONE
      IF(AM1.NE.ZERO)GOTO 10
C
C      CASE ALPHA.EQ.1 - GAMMA IS EXPONENTIAL
C
      QUAGAM=(-DLOG(ONE-F))*BETA
      RETURN
C
C      INITIAL ESTIMATE OF ROOT OF EQUATION GAMIND(X)=F:
C      - IF ALPHA.GT.1, USE WILSON-HILFERTY APPROXIMATION IF IT'S
C      POSITIVE AND NOT TOO CLOSE TO ZERO;
C      - IF ALPHA.LT.1, OR IF W-H APPROX. ISN'T POSITIVE ENOUGH,
C      USE THE SMALL-X APPROXIMATION OF IGNORING THE EXP(-T) TERM
C      IN THE INTEGRAL DEFINING GAMIND(X)
C
10 DLOGG=DLGAMA(ALPHA)
   IF(AM1.LE.ZERO)GOTO 20
   ROOT=ALPHA*(ONE-ONE/(NINE*ALPHA)+QUASTN(F)/DSQRT(NINE*ALPHA))**3
   IF(ROOT.GT.P01*ALPHA)GOTO 30
20 ROOT=DEXP((DLOG(ALPHA*F)+DLOGG)/ALPHA)
30 CONTINUE
C
C      REFINE INITIAL ESTIMATE BY NEWTON-RAPHSON ITERATION
C
      DO 40 IT=1,MAXIT
      FUNC=GAMIND(ROOT,ALPHA,DLOGG)-F
      RINC=FUNC*DEXP(DLOGG+ROOT-AM1*DLOG(ROOT))
      ROOT=ROOT-RINC
      IF(DABS(FUNC).LE.EPS)GOTO 50

```

```

40 CONTINUE
   WRITE(6,7020)
C
C   SCALE SOLUTION
C
50 QUAGAM=ROOT*BETA
   RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
   RETURN
1010 WRITE(6,7010)
   RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGAM : PARAMETERS INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGAM :',
* ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
7020 FORMAT(' ** WARNING ** ROUTINE QUAGAM :',
* ' ITERATION HAS NOT CONVERGED. RESULT MAY BE UNRELIABLE')
   END
C===== QUAGPA.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAGPA(F,PARA)
C*****
C*
C*   FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C*   'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C*   J. R. M. HOSKING
C*   IBM RESEARCH DIVISION
C*   T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C*   YORKTOWN HEIGHTS
C*   NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C*   VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(3)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
      U=PARA(1)
      A=PARA(2)
      G=PARA(3)
      IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
      IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10
      Y=-DLOG(ONE-F)
      IF(G.NE.ZERO)Y=(ONE-DEXP(-G*Y))/G
      QUAGPA=U+A*Y
      RETURN
C
10 IF(F.EQ.ZERO)QUAGPA=U
   IF(F.EQ.ZERO)RETURN
   IF(F.EQ.ONE.AND.G.GT.ZERO)QUAGPA=U+A/G
   IF(F.EQ.ONE.AND.G.GT.ZERO)RETURN
   WRITE(6,7000)
   QUAGPA=ZERO
   RETURN
C
1000 WRITE(6,7010)
   QUAGPA=ZERO
   RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGPA :',
* ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGPA : PARAMETERS INVALID')
   END
C===== GAMIND.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION GAMIND(X,ALPHA,G)
C*****
C*
C*   FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C*   'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *

```

```

C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C THE INCOMPLETE GAMMA INTEGRAL
C
C BASED ON ALGORITHM AS239, APPL. STATIST. (1988) VOL.37 NO.3
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X   * INPUT* ARGUMENT OF FUNCTION (UPPER LIMIT OF INTEGRATION)
C ALPHA * INPUT* SHAPE PARAMETER
C G   * INPUT* LOG(GAMMA(ALPHA)). MUST BE SUPPLIED BY THE PROGRAM,
C       E.G. AS DLGAMA(ALPHA).
C
C OTHER ROUTINES USED: DERF
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/,X13/13D0/,
C * X36/36D0/,X42/42D0/,X119/119D0/,X1620/1620D0/,X38880/38880D0/,
C * RTHALF/0.70710 67811 86547 524D0/
C
C EPS,MAXIT CONTROL THE TEST FOR CONVERGENCE OF THE SERIES AND
C CONTINUED-FRACTION EXPANSIONS.
C OFL IS A LARGE NUMBER, USED TO RESCALE THE CONTINUED FRACTION.
C UFL IS SUCH THAT EXP(UFL) IS JUST .GT. ZERO.
C AHILL CONTROLS THE SWITCH TO HILL'S APPROXIMATION.
C
C DATA EPS/1D-12/,MAXIT/100000/,OFL/1D30/,UFL/-180D0/,AHILL/1D4/
C GAMIND=ZERO
C IF(ALPHA.LE.ZERO)GOTO 1000
C IF(X.LT.ZERO)GOTO 1010
C IF(X.EQ.ZERO)RETURN
C
C IF(ALPHA.GT.AHILL)GOTO 100
C IF(X.GT.ONE.AND.X.GE.ALPHA)GOTO 50
C
C SERIES EXPANSION
C
C SUM=ONE
C TERM=ONE
C A=ALPHA
C DO 10 IT=1,MAXIT
C A=A+ONE
C TERM=TERM*X/A
C SUM=SUM+TERM
C IF(TERM.LE.EPS)GOTO 20
C 10 CONTINUE
C WRITE(6,7020)
C 20 ARG=ALPHA*DLOG(X)-X-G+DLOG(SUM/ALPHA)
C GAMIND=ZERO
C IF(ARG.GE.UFL)GAMIND=DEXP(ARG)
C RETURN
C
C CONTINUED-FRACTION EXPANSION
C
C 50 CONTINUE
C A=ONE-ALPHA
C B=A+X+ONE
C TERM=ZERO
C PN1=ONE
C PN2=X
C PN3=X+ONE
C PN4=X*B
C RATIO=PN3/PN4
C DO 70 IT=1,MAXIT
C A=A+ONE

```

```

B=B+TWO
TERM=TERM+ONE
AN=A*TERM
PN5=B*PN3-AN*PN1
PN6=B*PN4-AN*PN2
IF(PN6.EQ.ZERO)GOTO 60
RN=PN5/PN6
DIFF=DABS(RATIO-RN)
IF(DIFF.LE.EPS.AND.DIFF.LE.EPS*RN)GOTO 80
RATIO=RN
60 PN1=PN3
PN2=PN4
PN3=PN5
PN4=PN6
IF(DABS(PN5).LT.OFL)GOTO 70
PN1=PN1/OFL
PN2=PN2/OFL
PN3=PN3/OFL
PN4=PN4/OFL
70 CONTINUE
WRITE(6,7020)
80 ARG=ALPHA*DLOG(X)-X-G+DLOG(RATIO)
GAMIND=ONE
IF(ARG.GE.UFL)GAMIND=ONE-DEXP(ARG)
RETURN
C
C   ALPHA IS LARGE: USE HILL'S APPROXIMATION (N.L. JOHNSON AND
C   S. KOTZ, 1970, 'CONTINUOUS UNIVARIATE DISTRIBUTIONS 1', P.180)
C
C   THE 'DO 110' LOOP CALCULATES 2*(X-ALPHA-ALPHA*DLOG(X/ALPHA)),
C   USING POWER-SERIES EXPANSION TO AVOID ROUNDING ERROR
C
100 CONTINUE
R=ONE/DSQRT(ALPHA)
Z=(X-ALPHA)*R
TERM=Z*Z
SUM=HALF*TERM
DO 110 I=1,12
TERM=-TERM*Z*R
SUM=SUM+TERM/(I+TWO)
IF(DABS(TERM).LT.EPS)GOTO 120
110 CONTINUE
120 WW=TWO*SUM
W=DSQRT(WW)
IF(X.LT.ALPHA)W=-W
H1=ONE/THREE
H2=-W/X36
H3=(-WW+X13)/X1620
H4=(X42*WW+X119)*W/X38880
Z=((H4*R+H3)*R+H2)*R+H1)*R+W
GAMIND=HALF+HALF*DERF(Z*RTHALF)
RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)ALPHA
RETURN
1010 WRITE(6,7010)X
RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE GAMIND :',
* ' SHAPE PARAMETER OUT OF RANGE :',D16.8)
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE GAMIND :',
* ' ARGUMENT OF FUNCTION OUT OF RANGE :',D16.8)
7020 FORMAT(' ** WARNING ** ROUTINE GAMIND :',
* ' ITERATION HAS NOT CONVERGED. RESULT MAY BE UNRELIABLE.')
END
C===== PELGPA.FOR
SUBROUTINE PELGPA(XMOM,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING

```

```

C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE GENERALIZED PARETO
C DISTRIBUTION
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C XMOM  *INPUT* ARRAY OF LENGTH 3. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C        LAMBDA-2, TAU-3.
C PARA  *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C        IN THE ORDER XI, ALPHA, K (LOCATION, SCALE, SHAPE).
C
C      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C      DOUBLE PRECISION XMOM(3),PARA(3)
C      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/
C
C      T3=XMOM(3)
C      IF(XMOM(2).LE.ZERO)GOTO 1000
C      IF(DABS(T3).GE.ONE)GOTO 1000
C      G=(ONE-THREE*T3)/(ONE+T3)
C      PARA(3)=G
C      PARA(2)=(ONE+G)*(TWO+G)*XMOM(2)
C      PARA(1)=XMOM(1)-PARA(2)/(ONE+G)
C      RETURN
C
C 1000 WRITE(6,7000)
C      RETURN
C
C 7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE PELGPA : L-MOMENTS INVALID')
C      END
C===== PELPE3.FOR
C      SUBROUTINE PELPE3(XMOM,PARA)
C*****
C*
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE PEARSON TYPE 3 DISTRIBUTION
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C XMOM  *INPUT* ARRAY OF LENGTH 3. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C        LAMBDA-2 AND TAU-3.
C PARA  *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C        IN THE ORDER MU, SIGMA, GAMMA (MEAN, S.D., SKEWNESS).
C
C
C OTHER ROUTINES USED: DLGAMA
C
C METHOD: RATIONAL APPROXIMATION IS USED TO EXPRESS ALPHA, THE SHAPE
C PARAMETER OF THE GAMMA DISTRIBUTION, AS A FUNCTION OF TAU-3.
C RELATIVE ACCURACY OF THE APPROXIMATION IS BETTER THAN 3E-5.
C
C      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C      DOUBLE PRECISION XMOM(3),PARA(3)
C      DATA ZERO/0D0/,THIRD/0.3333333D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/
C
C      SMALL IS USED TO TEST WHETHER SKEWNESS IS EFFECTIVELY ZERO
C

```

```

DATA SMALL/1D-6/
C
C      CONSTANTS USED IN MINIMAX APPROXIMATIONS
C
DATA C1,C2,C3/ 0.2906D0, 0.1882D0, 0.0442D0/
DATA D1,D2,D3/ 0.36067D0,-0.59567D0, 0.25361D0/
DATA D4,D5,D6/-2.78861D0, 2.56096D0,-0.77045D0/
DATA PI3,ROOTPI/9.4247780D0,1.7724539D0/
C
T3=DABS(XMOM(3))
IF(XMOM(2).LE.ZERO.OR.T3.GE.ONE)GOTO 1000
IF(T3.LE.SMALL)GOTO 100
IF(T3.GE.THIRD)GOTO 10
T=PI3*T3*T3
ALPHA=(ONE+C1*T)/(T*(ONE+T*(C2+T*C3)))
GOTO 20
10 CONTINUE
T=ONE-T3
ALPHA=T*(D1+T*(D2+T*D3))/(ONE+T*(D4+T*(D5+T*D6)))
20 CONTINUE
RTALPH=DSQRT(ALPHA)
BETA=ROOTPI*XMOM(2)*DEXP(DLGAMA(ALPHA)-DLGAMA(ALPHA+HALF))
PARA(1)=XMOM(1)
PARA(2)=BETA*RTALPH
PARA(3)=TWO/RTALPH
IF(XMOM(3).LT.ZERO)PARA(3)=-PARA(3)
RETURN
C
C      ZERO SKEWNESS
C
100 CONTINUE
PARA(1)=XMOM(1)
PARA(2)=XMOM(2)*ROOTPI
PARA(3)=ZERO
RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
DO 1010 I=1,3
1010 PARA(I)=ZERO
RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE PELPE3 : L-MOMENTS INVALID')
END
C===== PELGNO.FOR
SUBROUTINE PELGNO(XMOM,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C*****
C
C PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE GENERALIZED NORMAL
C DISTRIBUTION
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C XMOM * INPUT* ARRAY OF LENGTH 3. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C LAMBDA-2, TAU-3. ABS(TAU3) MAY NOT EXCEED 0.95.
C PARA *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C IN THE ORDER XI, ALPHA, K (LOCATION, SCALE, SHAPE).
C
C OTHER ROUTINES USED: DERF
C
C METHOD: RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATION OF K IN TERMS OF TAU-3
C

```

```

      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION XMOM(3),PARA(3)
      DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/
      DATA P95/0.95D0/
      DATA ROOTPI/1.772453850905516027D0/
C
C      COEFFICIENTS OF RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATION
C      A0 IS 0.5*SQRT(3/PI)
C
      DATA A0,A1,A2,A3/
      * 0.20466534D+01,-0.36544371D+01,0.18396733D+01,-0.20360244D+00/
      DATA B1,B2,B3/-0.20182173D+01,0.12420401D+01,-0.21741801D+00/
C
C      SMALL IS USED TO TEST WHETHER SKEWNESS IS EFFECTIVELY ZERO
C
      DATA SMALL/1D-8/
C
      T3=XMOM(3)
      IF(XMOM(2).LE.ZERO.OR.DABS(T3).GE.ONE)GOTO 1000
      IF(DABS(T3).GE.P95)GOTO 1010
      IF(DABS(T3).LE.SMALL)GOTO 30
C
      TT=T3*T3
      G=-T3*(A0+TT*(A1+TT*(A2+TT*A3)))/(ONE+TT*(B1+TT*(B2+TT*B3)))
      E=DEXP(HALF*G*G)
      A=XMOM(2)*G/(E*DERF(HALF*G))
      U=XMOM(1)+A*(E-ONE)/G
      PARA(1)=U
      PARA(2)=A
      PARA(3)=G
      RETURN
C
      30 PARA(1)=XMOM(1)
      PARA(2)=XMOM(2)*ROOTPI
      PARA(3)=ZERO
      RETURN
C
      1000 WRITE(6,7000)
      RETURN
      1010 WRITE(6,7010)
      PARA(1)=ZERO
      PARA(2)=-ONE
      PARA(3)=ZERO
      RETURN
C
      7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE PELGNO : L-MOMENTS INVALID')
      7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE PELGNO :',
      * ' TAU-3 TOO LARGE FOR ROUTINE')
      END
C===== DERF.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION DERF(X)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C ERROR FUNCTION
C
C BASED ON ALGORITHM 5666, J.F.HART ET AL. (1968) 'COMPUTER
C APPROXIMATIONS'
C
C ACCURATE TO 15 DECIMAL PLACES
C

```



```

      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H, O-Z)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/,FOUR/4D0/,P65/0.65D0/
C
C      COEFFICIENTS OF RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATION
C
      DATA P0,P1,P2,P3,P4,P5,P6/
      * 0.22020 68679 12376 1D3, 0.22121 35961 69931 1D3,
      * 0.11207 92914 97870 9D3, 0.33912 86607 83830 0D2,
      * 0.63739 62203 53165 0D1, 0.70038 30644 43688 1D0,
      * 0.35262 49659 98910 9D-1/
      DATA Q0,Q1,Q2,Q3,Q4,Q5,Q6,Q7/
      * 0.44041 37358 24752 2D3, 0.79382 65125 19948 4D3,
      * 0.63733 36333 78831 1D3, 0.29656 42487 79673 7D3,
      * 0.86780 73220 29460 8D2, 0.16064 17757 92069 5D2,
      * 0.17556 67163 18264 2D1, 0.88388 34764 83184 4D-1/
C
C      C1 IS SQRT(2), C2 IS SQRT(2/PI)
C      BIG IS THE POINT AT WHICH DERF=1 TO MACHINE PRECISION
C
      DATA C1/1.4142 13562 37309 5D0/
      DATA C2/7.9788 45608 02865 4D-1/
      DATA BIG/6.25D0/,CRIT/5D0/
C
      DERF=ZERO
      IF(X.EQ.ZERO)RETURN
      XX=DABS(X)
      IF(XX.GT.BIG)GOTO 20
      EXPNTL=DEXP(-X*X)
      ZZ=DABS(X*C1)
      IF(XX.GT.CRIT)GOTO 10
      DERF=EXPNTL*((((P6*ZZ+P5)*ZZ+P4)*ZZ+P3)*ZZ+P2)*ZZ+P1)*ZZ+P0)/
      * ((((((Q7*ZZ+Q6)*ZZ+Q5)*ZZ+Q4)*ZZ+Q3)*ZZ+Q2)*ZZ+Q1)*ZZ+Q0)
      IF(X.GT.ZERO)DERF=ONE-TWO*DERF
      IF(X.LT.ZERO)DERF=TWO*DERF-ONE
      RETURN
C
      10 DERF=EXPNTL*C2/(ZZ+ONE/(ZZ+TWO/(ZZ+THREE/(ZZ+FOUR/(ZZ+P65))))))
      IF(X.GT.ZERO)DERF=ONE-DERF
      IF(X.LT.ZERO)DERF=DERF-ONE
      RETURN
C
      20 DERF=ONE
      IF(X.LT.ZERO)DERF=-ONE
      RETURN
      END
C===== SAMLMR.FOR
      SUBROUTINE SAMLMR(X,N,XMOM,NMOM,A,B)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C*****
C
C SAMPLE L-MOMENTS OF A DATA ARRAY
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X * INPUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE DATA, IN ASCENDING
C ORDER.
C N * INPUT* NUMBER OF DATA VALUES
C XMOM *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH NMOM. ON EXIT, CONTAINS THE SAMPLE
C L-MOMENTS L-1, L-2, T-3, T-4, ...
C NMOM * INPUT* NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND. AT MOST MAX(N,20).
C A * INPUT* ) PARAMETERS OF PLOTTING
C B * INPUT* ) POSITION (SEE BELOW)

```

```

C
C FOR UNBIASED ESTIMATES (OF THE LAMBDA'S) SET A=B=ZERO. OTHERWISE,
C PLOTTING-POSITION ESTIMATORS ARE USED, BASED ON THE PLOTTING POSITION
C (J+A)/(N+B) FOR THE J'TH SMALLEST OF N OBSERVATIONS. FOR EXAMPLE,
C A=-0.35D0 AND B=0.0D0 YIELDS THE ESTIMATORS RECOMMENDED BY
C HOSKING ET AL. (1985, TECHNOMETRICS) FOR THE GEV DISTRIBUTION.
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION X(N),XMOM(NMOM),SUM(20)
  DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
  IF(NMOM.GT.20.OR.NMOM.GT.N)GOTO 1000
  DO 10 J=1,NMOM
10 SUM(J)=ZERO
  IF(A.EQ.ZERO.AND.B.EQ.ZERO)GOTO 50
  IF(A.LE.-ONE.OR.A.GE.B)GOTO 1010
C
C      PLOTTING-POSITION ESTIMATES OF PWM'S
C
  DO 30 I=1,N
  PPOS=(I+A)/(N+B)
  TERM=X(I)
  SUM(1)=SUM(1)+TERM
  DO 20 J=2,NMOM
  TERM=TERM*PPOS
20 SUM(J)=SUM(J)+TERM
30 CONTINUE
  DO 40 J=1,NMOM
40 SUM(J)=SUM(J)/N
  GOTO 100
C
C      UNBIASED ESTIMATES OF PWM'S
C
50 DO 70 I=1,N
  Z=I
  TERM=X(I)
  SUM(1)=SUM(1)+TERM
  DO 60 J=2,NMOM
  Z=Z-ONE
  TERM=TERM*Z
60 SUM(J)=SUM(J)+TERM
70 CONTINUE
  Y=N
  Z=N
  SUM(1)=SUM(1)/Z
  DO 80 J=2,NMOM
  Y=Y-ONE
  Z=Z*Y
80 SUM(J)=SUM(J)/Z
C
C      L-MOMENTS
C
100 K=NMOM
  P0=ONE
  IF(NMOM-NMOM/2*2.EQ.1)P0=-ONE
  DO 120 KK=2,NMOM
  AK=K
  P0=-P0
  P=P0
  TEMP=P*SUM(1)
  DO 110 I=1,K-1
  AI=I
  P=-P*(AK+AI-ONE)*(AK-AI)/(AI*AI)
110 TEMP=TEMP+P*SUM(I+1)
  SUM(K)=TEMP
120 K=K-1
  XMOM(1)=SUM(1)
  IF(NMOM.EQ.1)RETURN
  XMOM(2)=SUM(2)
  IF(SUM(2).EQ.ZERO)GOTO 1020
  IF(NMOM.EQ.2)RETURN
  DO 130 K=3,NMOM
130 XMOM(K)=SUM(K)/SUM(2)
  RETURN

```

```

C
1000 WRITE(6,7000)
      RETURN
1010 WRITE(6,7010)
      RETURN
1020 WRITE(6,7020)
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : PARAMETER NMOM INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR :',
      * ' PLOTTING-POSITION PARAMETERS INVALID')
7020 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : ALL DATA VALUES EQUAL')
      END
C===== QUAKAP.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAKAP(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE KAPPA DISTRIBUTION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(4)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
      U=PARA(1)
      A=PARA(2)
      G=PARA(3)
      H=PARA(4)
      IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
      IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10
      Y=-DLOG(F)
      IF(H.NE.ZERO)Y=(ONE-DEXP(-H*Y))/H
      Y=-DLOG(Y)
      IF(G.NE.ZERO)Y=(ONE-DEXP(-G*Y))/G
      QUAKAP=U+A*Y
      RETURN
C
10 IF(F.EQ.ZERO)GOTO 20
   IF(F.EQ.ONE)GOTO 30
   GOTO 1010
20 IF(H.LE.ZERO.AND.G.LT.ZERO)QUAKAP=U+A/G
   IF(H.LE.ZERO.AND.G.GE.ZERO)GOTO 1010
   IF(H.GT.ZERO.AND.G.NE.ZERO)QUAKAP=U+A/G*(ONE-H**(-G))
   IF(H.GT.ZERO.AND.G.EQ.ZERO)QUAKAP=U+A*DLOG(H)
   RETURN
30 IF(G.LE.ZERO)GOTO 1010
   QUAKAP=U+A/G
   RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
      QUAKAP=ZERO
      RETURN
1010 WRITE(6,7010)
      QUAKAP=ZERO
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAKAP : PARAMETERS INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAKAP :',
      * ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
      END
C===== DURAND.FOR
      SUBROUTINE DURAND(SEED,N,X)

```

```

C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C PSEUDO RANDOM NUMBER GENERATOR
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C SEED  *IN/OUT* SEED FOR RANDOM NUMBER GENERATOR. SHOULD BE A WHOLE
C        NUMBER IN THE RANGE 2D0 TO 2147483647D0.
C N    * INPUT* NUMBER OF NUMBERS TO BE GENERATED
C X    *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH N. ON EXIT, CONTAINS RANDOM NUMBERS.
C
C METHOD USED: MULTIPLICATIVE CONGRUENTIAL GENERATOR WITH BASE 2**31-1
C AND MULTIPLIER 7**5 (P.A.W. LEWIS ET AL., 1969, IBM SYSTEMS JOURNAL)
C
C      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C      DOUBLE PRECISION X(N)
C      DATA AMULT/16807D0/
C      DATA BASE,RBASE/2147483647D0,4.65661287524579692D-10/
C      DO 10 I=1,N
C      SEED=DMOD(SEED*AMULT,BASE)
C      X(I)=SEED/RBASE
C 10 CONTINUE
C      RETURN
C      END
C===== PELGLO.FOR
C      SUBROUTINE PELGLO(XMOM,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE GENERALIZED LOGISTIC
C DISTRIBUTION
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C XMOM  * INPUT* ARRAY OF LENGTH 3. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C        LAMBDA-2, TAU-3.
C PARA  *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C        IN THE ORDER XI, ALPHA, K (LOCATION, SCALE, SHAPE).
C
C      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C      DOUBLE PRECISION XMOM(3),PARA(3)
C      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
C      DATA PI/3.141592653589793238D0/
C
C      SMALL IS USED TO TEST WHETHER K IS EFFECTIVELY ZERO
C
C      DATA SMALL/1D-6/
C
C      ESTIMATE K
C

```

```

      G=-XMOM(3)
      IF(XMOM(2).LE.ZERO.OR.DABS(G).GE.ONE)GOTO 1000
      IF(DABS(G).LE.SMALL)GOTO 10
C
C      ESTIMATE ALPHA, XI
C
      GG=G*PI/DSIN(G*PI)
      A=XMOM(2)/GG
      PARA(1)=XMOM(1)-A*(ONE-GG)/G
      PARA(2)=A
      PARA(3)=G
      RETURN
C
C      ESTIMATED K EFFECTIVELY ZERO
C
      10 PARA(3)=ZERO
      PARA(2)=XMOM(2)
      PARA(1)=XMOM(1)
      RETURN
C
      1000 WRITE(6,7000)
      RETURN
C
      7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE PELGLO : L-MOMENTS INVALID')
      END
C===== PELKAP.FOR
      SUBROUTINE PELKAP(XMOM,PARA,IFAIL)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C  PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE KAPPA DISTRIBUTION
C
C  PARAMETERS OF ROUTINE:
C  XMOM  * INPUT* ARRAY OF LENGTH 4. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C         LAMBDA-2, TAU-3, TAU-4.
C  PARA  *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 4. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C         IN THE ORDER XI, ALPHA, K, H.
C  IFAIL *OUTPUT* FAIL FLAG. ON EXIT, IT IS SET AS FOLLOWS.
C         0 SUCCESSFUL EXIT
C         1 L-MOMENTS INVALID
C         2 (TAU-3, TAU-4) LIES ABOVE THE GENERALIZED-LOGISTIC
C           LINE (SUGGESTS THAT L-MOMENTS ARE NOT CONSISTENT
C           WITH ANY KAPPA DISTRIBUTION WITH H.GT.-1)
C         3 ITERATION FAILED TO CONVERGE
C         4 UNABLE TO MAKE PROGRESS FROM CURRENT POINT IN
C           ITERATION
C         5 ITERATION ENCOUNTERED NUMERICAL DIFFICULTIES -
C           OVERFLOW WOULD HAVE BEEN LIKELY TO OCCUR
C         6 ITERATION FOR H AND K CONVERGED, BUT OVERFLOW
C           WOULD HAVE OCCURRED WHEN CALCULATING XI AND ALPHA
C
C  N.B. PARAMETERS ARE SOMETIMES NOT UNIQUELY DEFINED BY THE FIRST 4
C  L-MOMENTS. IN SUCH CASES THE ROUTINE RETURNS THE SOLUTION FOR WHICH
C  THE H PARAMETER IS LARGEST.
C
C  OTHER ROUTINES USED: DLGAMA,DIGAMD
C
C  THE SHAPE PARAMETERS K AND H ARE ESTIMATED USING NEWTON-RAPHSON
C  ITERATION ON THE RELATIONSHIP BETWEEN (TAU-3,TAU-4) AND (K,H).
C  THE CONVERGENCE CRITERION IS THAT TAU-3 AND TAU-4 CALCULATED FROM
C  THE ESTIMATED VALUES OF K AND H SHOULD DIFFER BY LESS THAN 'EPS'

```

```

C FROM THE VALUES SUPPLIED IN ARRAY XMOM.
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C DOUBLE PRECISION XMOM(4),PARA(4)
C DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/,FOUR/4D0/
C DATA FIVE/5D0/,SIX/6D0/,TWELVE/12D0/,TWENTY/20D0/,THIRTY/30D0/
C DATA P725/0.725D0/,P8/0.8D0/
C
C EPS,MAXIT CONTROL THE TEST FOR CONVERGENCE OF N-R ITERATION
C MAXSR IS THE MAX. NO. OF STEPLENGTH REDUCTIONS PER ITERATION
C HSTART IS THE STARTING VALUE FOR H
C BIG IS USED TO INITIALIZE THE CRITERION FUNCTION
C OFLEXP IS SUCH THAT DEXP(OFLEXP) JUST DOES NOT CAUSE OVERFLOW
C OFLGAM IS SUCH THAT DEXP(DLGAMA(OFLGAM)) JUST DOES NOT CAUSE
C OVERFLOW
C
C DATA EPS/1D-6/,MAXIT/20/,MAXSR/10/,HSTART/1.001D0/,BIG/10D0/
C DATA OFLEXP/170D0/,OFLGAM/53D0/
C
C T3=XMOM(3)
C T4=XMOM(4)
C DO 10 I=1,4
C 10 PARA(I)=ZERO
C
C TEST FOR FEASIBILITY
C
C IF(XMOM(2).LE.ZERO)GOTO 1000
C IF(DABS(T3).GE.ONE.OR.DABS(T4).GE.ONE)GOTO 1000
C IF(T4.LE.(FIVE*T3*T3-ONE)/FOUR)GOTO 1000
C IF(T4.GE.(FIVE*T3*T3+ONE)/SIX )GOTO 1010
C
C SET STARTING VALUES FOR N-R ITERATION:
C G IS CHOSEN TO GIVE THE CORRECT VALUE OF TAU-3 ON THE
C ASSUMPTION THAT H=1 (I.E. A GENERALIZED PARETO FIT) -
C BUT H IS ACTUALLY SET TO 1.001 TO AVOID NUMERICAL
C DIFFICULTIES WHICH CAN SOMETIMES ARISE WHEN H=1 EXACTLY
C
C G=(ONE-THREE*T3)/(ONE+T3)
C H=HSTART
C Z=G+H*P725
C XDIST=BIG
C
C START OF NEWTON-RAPHSON ITERATION
C
C DO 100 IT=1,MAXIT
C
C REDUCE STEPLENGTH UNTIL WE ARE NEARER TO THE REQUIRED
C VALUES OF TAU-3 AND TAU-4 THAN WE WERE AT THE PREVIOUS STEP
C
C DO 40 I=1,MAXSR
C
C - CALCULATE CURRENT TAU-3 AND TAU-4
C
C NOTATION:
C U. - RATIOS OF GAMMA FUNCTIONS WHICH OCCUR IN THE PWM'S
C BETA-SUB-R
C ALAM. - L-MOMENTS (APART FROM A LOCATION AND SCALE SHIFT)
C TAU. - L-MOMENT RATIOS
C
C IF(G.GT.OFLGAM)GOTO 1020
C IF(H.GT.ZERO)GOTO 20
C U1=DEXP(DLGAMA( -ONE/H-G)-DLGAMA( -ONE/H+ONE))
C U2=DEXP(DLGAMA( -TWO/H-G)-DLGAMA( -TWO/H+ONE))
C U3=DEXP(DLGAMA(-THREE/H-G)-DLGAMA(-THREE/H+ONE))
C U4=DEXP(DLGAMA( -FOUR/H-G)-DLGAMA( -FOUR/H+ONE))
C GOTO 30
C 20 U1=DEXP(DLGAMA( ONE/H)-DLGAMA( ONE/H+ONE+G))
C U2=DEXP(DLGAMA( TWO/H)-DLGAMA( TWO/H+ONE+G))
C U3=DEXP(DLGAMA(THREE/H)-DLGAMA(THREE/H+ONE+G))
C U4=DEXP(DLGAMA( FOUR/H)-DLGAMA( FOUR/H+ONE+G))
C 30 CONTINUE
C ALAM2=U1-TWO*U2
C ALAM3=-U1+SIX*U2-SIX*U3

```

```

ALAM4=U1-TWELVE*U2+THIRTY*U3-TWENTY*U4
IF(ALAM2.EQ.ZERO)GOTO 1020
TAU3=ALAM3/ALAM2
TAU4=ALAM4/ALAM2
E1=TAU3-T3
E2=TAU4-T4
C
C      - IF NEARER THAN BEFORE, EXIT THIS LOOP
C
DIST=DMAX1(DABS(E1),DABS(E2))
IF(DIST.LT.XDIST)GOTO 50
C
C      - OTHERWISE, HALVE THE STEPLENGTH AND TRY AGAIN
C
DEL1=HALF*DEL1
DEL2=HALF*DEL2
G=XG-DEL1
H=XH-DEL2
40 CONTINUE
C
C      TOO MANY STEPLENGTH REDUCTIONS
C
IFAIL=4
RETURN
C
C      TEST FOR CONVERGENCE
C
50 CONTINUE
IF(DIST.LT.EPS)GOTO 110
C
C      NOT CONVERGED: CALCULATE NEXT STEP
C
C      NOTATION:
C      U1G - DERIVATIVE OF U1 W.R.T. G
C      DL2G - DERIVATIVE OF ALAM2 W.R.T. G
C      D.. - MATRIX OF DERIVATIVES OF TAU-3 AND TAU-4 W.R.T. G AND H
C      H.. - INVERSE OF DERIVATIVE MATRIX
C      DEL. - STEPLENGTH
C
XG=G
XH=H
XZ=Z
XDIST=DIST
RHH=ONE/(H*H)
IF(H.GT.ZERO)GOTO 60
U1G=-U1*DIGAMD( -ONE/H-G)
U2G=-U2*DIGAMD( -TWO/H-G)
U3G=-U3*DIGAMD(-THREE/H-G)
U4G=-U4*DIGAMD( -FOUR/H-G)
U1H= RHH*(-U1G-U1*DIGAMD( -ONE/H+ONE))
U2H= TWO*RHH*(-U2G-U2*DIGAMD( -TWO/H+ONE))
U3H=THREE*RHH*(-U3G-U3*DIGAMD(-THREE/H+ONE))
U4H= FOUR*RHH*(-U4G-U4*DIGAMD( -FOUR/H+ONE))
GOTO 70
60 U1G=-U1*DIGAMD( ONE/H+ONE+G)
U2G=-U2*DIGAMD( TWO/H+ONE+G)
U3G=-U3*DIGAMD(THREE/H+ONE+G)
U4G=-U4*DIGAMD( FOUR/H+ONE+G)
U1H= RHH*(-U1G-U1*DIGAMD( ONE/H))
U2H= TWO*RHH*(-U2G-U2*DIGAMD( TWO/H))
U3H=THREE*RHH*(-U3G-U3*DIGAMD(THREE/H))
U4H= FOUR*RHH*(-U4G-U4*DIGAMD( FOUR/H))
70 CONTINUE
DL2G=U1G-TWO*U2G
DL2H=U1H-TWO*U2H
DL3G=-U1G+SIX*U2G-SIX*U3G
DL3H=-U1H+SIX*U2H-SIX*U3H
DL4G=U1G-TWELVE*U2G+THIRTY*U3G-TWENTY*U4G
DL4H=U1H-TWELVE*U2H+THIRTY*U3H-TWENTY*U4H
D11=(DL3G-TAU3*DL2G)/ALAM2
D12=(DL3H-TAU3*DL2H)/ALAM2
D21=(DL4G-TAU4*DL2G)/ALAM2
D22=(DL4H-TAU4*DL2H)/ALAM2

```

```

DET=D11*D22-D12*D21
H11= D22/DET
H12=-D12/DET
H21=-D21/DET
H22= D11/DET
DEL1=E1*H11+E2*H12
DEL2=E1*H21+E2*H22
C
C   TAKE NEXT N-R STEP
C
G=XG-DEL1
H=XH-DEL2
Z=G+H*P725
C
C   REDUCE STEP IF G AND H ARE OUTSIDE THE PARAMETER SPACE
C
FACTOR=ONE
IF(G.LE.-ONE)FACTOR=P8*(XG+ONE)/DEL1
IF(H.LE.-ONE)FACTOR=DMIN1(FACTOR,P8*(XH+ONE)/DEL2)
IF(Z.LE.-ONE)FACTOR=DMIN1(FACTOR,P8*(XZ+ONE)/(XZ-Z))
IF(H.LE.ZERO.AND.G*H.LE.-ONE)
* FACTOR=DMIN1(FACTOR,P8*(XG*XH+ONE)/(XG*XH-G*H))
IF(FACTOR.EQ.ONE)GOTO 80
DEL1=DEL1*FACTOR
DEL2=DEL2*FACTOR
G=XG-DEL1
H=XH-DEL2
Z=G+H*P725
80 CONTINUE
C
C   END OF NEWTON-RAPHSON ITERATION
C
100 CONTINUE
C
C   NOT CONVERGED
C
IFAIL=3
RETURN
C
C   CONVERGED
C
110 IFAIL=0
PARA(4)=H
PARA(3)=G
TEMP=DLGAMA(ONE+G)
IF(TEMP.GT.OFLEXP)GOTO 1030
GAM=DEXP(TEMP)
TEMP=(ONE+G)*DLOG(DABS(H))
IF(TEMP.GT.OFLEXP)GOTO 1030
HH=DEXP(TEMP)
PARA(2)=XMOM(2)*G*HH/(ALAM2*GAM)
PARA(1)=XMOM(1)-PARA(2)/G*(ONE-GAM*U1/HH)
RETURN
C
1000 IFAIL=1
RETURN
1010 IFAIL=2
RETURN
1020 IFAIL=5
RETURN
1030 IFAIL=6
RETURN
C
END
C===== DIGAMD.FOR
DOUBLE PRECISION FUNCTION DIGAMD(X)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION

```



```

C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C DIGAMMA FUNCTION (EULER'S PSI FUNCTION) - THE FIRST DERIVATIVE OF
C LOG(GAMMA(X))
C
C BASED ON ALGORITHM AS103, APPL. STATIST. (1976) VOL.25 NO.3
C
C   IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C   DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/
C   DATA SMALL/1D-9/,CRIT/13D0/
C
C   C1...C7 ARE THE COEFFTS OF THE ASYMPTOTIC EXPANSION OF DIGAMD
C   D1 IS -(EULER'S CONSTANT)
C
C   DATA C1,C2,C3,C4,C5,C6,C7,D1/
C   * 0.83333 33333 33333 333D-1, -0.83333 33333 33333 333D-2,
C   * 0.39682 53968 25396 825D-2, -0.41666 66666 66666 666D-2,
C   * 0.75757 57575 75757 575D-2, -0.21092 79609 27960 928D-1,
C   * 0.83333 33333 33333 333D-1, -0.57721 56649 01532 861D 0/
C   DIGAMD=ZERO
C   IF(X.LE.ZERO)GOTO 1000
C
C   USE SMALL-X APPROXIMATION IF X.LE.SMALL
C
C   IF(X.GT.SMALL)GOTO 10
C   DIGAMD=D1-ONE/X
C   RETURN
C
C   REDUCE TO DIGAMD(X+N) WHERE X+N.GE.CRIT
C
C   10 Y=X
C   20 IF(Y.GE.CRIT)GOTO 30
C   DIGAMD=DIGAMD-ONE/Y
C   Y=Y+ONE
C   GOTO 20
C
C   USE ASYMPTOTIC EXPANSION IF Y.GE.CRIT
C
C   30 DIGAMD=DIGAMD+DLOG(Y)-HALF/Y
C   Y=ONE/(Y*Y)
C   SUM=((((((C7*Y+C6)*Y+C5)*Y+C4)*Y+C3)*Y+C2)*Y+C1)*Y
C   DIGAMD=DIGAMD-SUM
C   RETURN
C
C   1000 WRITE(6,7000)X
C   RETURN
C
C   7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE DIGAMD :',
C   * ' ARGUMENT OUT OF RANGE :',D24.16)
C   END

```

Apêndice F – Código Fortran de Ajuste da Distribuição Regional

```

C===== XFIT.FOR
      PROGRAM XFIT
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*
C* LINKS:
C*
C* SUBROUTINE - SORT(X,N)
C*
C* SUBROUTINE - SAMLMR(X,N,XMOM,NMOM,A,B)
C* SUBROUTINE - REGLMR(NSITE,NMOM,NXMOM,XMOM,WEIGHT,RMOM) *
C* SUBROUTINE - PELWAK(XMOM,PARA,IFAIL)
C*
C* SUBROUTINE - QUAWAK(F,PARA)
C* SUBROUTINE - PELGEV(XMOM,PARA)
C* FUNCTION - DLGAMA(X)
C* FUNCTION - QUAGEV(F,PARA)
C*
C*****
C
C  EXAMPLE PROGRAM FOR REGIONAL FREQUENCY ANALYSIS USING THE METHOD OF
C  L-MOMENTS. THE PROGRAM FITS A DISTRIBUTION TO REGIONAL DATA AND USES
C  IT TO ESTIMATE QUANTILES AT EACH SITE.
C
C  THIS EXAMPLE FITS A WAKEBY DISTRIBUTION, USING A VARIANT (PLOTING
C  POSITION ESTIMATORS INSTEAD OF UNBIASED) OF THE REGIONAL L-MOMENT
C  ALGORITHM DESCRIBED BY HOSKING AND WALLIS ("REGIONAL FREQUENCY
C  ANALYSIS: AN APPROACH BASED ON L-MOMENTS", CAMBRIDGE UNIV. PRESS,
C  1997). TO FIT A DIFFERENT DISTRIBUTION, REPLACE THE CALLS TO
C  SUBROUTINES PELWAK AND QUAWAK BY THE APPROPRIATE PEL... AND QUA...
C  ROUTINES, CHANGE THE 'WAKEBY' IN FORMAT STATEMENT 6030 AND CHANGE
C  THE VALUE OF PARAMETER NPAR.
C
C  PARAMETERS OF PROGRAM:
C  MAXNS - SHOULD BE AT LEAST AS LARGE AS THE NUMBER OF SITES IN THE
C  REGION
C  MAXN  - SHOULD BE AT LEAST AS LARGE AS THE LARGEST RECORD LENGTH
C  AT ANY SITE IN THE REGION
C  NMOM  - NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND. AT MOST MAX(N,20).
C  NPAR  - NUMBER OF PARAMETERS IN THE DISTRIBUTION TO BE FITTED
C  (5 FOR WAKEBY, OF COURSE)
C  NPROB - NUMBER OF FLOOD QUANTILES TO BE ESTIMATED AT EACH SITE
C  INFILE - STREAM NUMBER TO WHICH INPUT FILE IS ATTACHED
C
C  ARRAYS TO BE INITIALIZED IN DATA STATEMENTS:
C  PROB(NPROB) - PROBABILITIES FOR WHICH QUANTILES ARE TO BE ESTIMATED
C
C  VARIABLES TO BE INITIALIZED IN DATA STATEMENTS:
C  A  - ) PARAMETERS OF
C  B  - ) PLOTTING POSITION
C
C  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C
C  EXTERNAL SORT
C
C  PARAMETER (MAXNS=100,MAXN=200,NPROB=10)
C  PARAMETER (IOUTFILE=6,INFILE=7)
C  PARAMETER (NMON=5,NPARWAK=5,NPARGEV=3)

```

```

PARAMETER (NSITE=6)
C
C CHARACTER*32 SITEID
DOUBLE PRECISION PROB(NPROB),QUANT(NPROB),PARA(5),RMOM(5),
* RQUANT(NPROB),WEIGHT(MAXNS),X(MAXN),XMOM(5,MAXNS)
C
C DATA PROB/0.1D0,0.2D0,0.5D0,0.8D0,0.9D0,0.95D0,0.98D0,0.99D0,
* 0.999D0,0.9999D0/
C DATA A,B/-0.35D0,-0.25D0/
C
C open input files -----
C OPEN(INFILE,FILE='MAXWIND.DAT',STATUS='old')
C
C open output files -----
C OPEN(IOUTFILE, FILE='MAXWIND.OUT')
C
C IF(A.EQ.0D0.AND.B.EQ.0D0)WRITE(IOUTFILE,6000)
C IF(A.NE.0D0.OR.B.NE.0D0)WRITE(IOUTFILE,6010)A,B
C
C READ THE DATA AND CALCULATE AT-SITE L-MOMENTS.
C ASSUMED STRUCTURE OF DATA FILE IS AS FOLLOWS.
C 1. ONE RECORD CONTAINING THE NUMBER OF SITES IN THE REGION.
C 2. FOR EACH SITE:
C A ONE RECORD CONTAINING AN IDENTIFYING LABEL FOR THE SITE;
C B. ONE RECORD CONTAINING THE RECORD LENGTH AT THE SITE;
C C. THE DATA VALUES, IN FREE FORMAT.
C
C read input file-----
C DO ISITE=1,NSITE
C READ(INFILE,'(A32)')SITEID
C READ(INFILE,*)N
C READ(INFILE,*)(X(I),I=1,N)
C WEIGHT(ISITE)=N
C CALL SORT(X,N)
C CALL SAMLMR(X,N,XMOM(1,ISITE),NMON,A,B)
C WRITE(IOUTFILE,6020)ISITE,SITEID,N,(XMOM(1,ISITE),I=1,NMON)
C ENDDO
C
C CALCULATE REGIONAL AVERAGE L-MOMENTS
C
C CALL REGLMR(NSITE,NPARWAK,5,XMOM,WEIGHT,RMOM)
C WRITE(IOUTFILE,6030)(RMOM(I),I=1,NPARWAK)
C
C FIT REGIONAL FREQUENCY DISTRIBUTION - WAKEBY-----
C
C CALL PELWAK(RMOM,PARA,IFAIL)
C IF(IFAIL.NE.0)WRITE(6,6040)IFAIL
C WRITE(IOUTFILE,6050)(PARA(I),I=1,NPARWAK)
C
C CALCULATE QUANTILES OF REGIONAL FREQUENCY DISTRIBUTION
C
C WRITE(IOUTFILE,6060)(PROB(IQ),IQ=1,NPROB)
C DO IQ=1,NPROB
C RQUANT(IQ)=QUAWAK(PROB(IQ),PARA)
C ENDDO
C WRITE(IOUTFILE,6070)(RQUANT(IQ),IQ=1,NPROB)
C
C CALCULATE QUANTILE ESTIMATES FOR EACH SITE
C
C DO 40 ISITE=1,NSITE
C DO 30 IQ=1,NPROB
C 30 QUANT(IQ)=XMOM(1,ISITE)*RQUANT(IQ)
C WRITE(IOUTFILE,6080)ISITE,(QUANT(IQ),IQ=1,NPROB)
C 40 CONTINUE
C
C FIT REGIONAL FREQUENCY DISTRIBUTION - GEV-----
C
C CALL PELGEV(RMOM,PARA)
C WRITE(IOUTFILE,6051)(PARA(I),I=1,NPARGEV)
C
C CALCULATE QUANTILES OF REGIONAL FREQUENCY DISTRIBUTION
C
C WRITE(IOUTFILE,6060)(PROB(IQ),IQ=1,NPROB)

```

```

DO IQ=1,NPROB
  RQUANT(IQ)=QUAGEV(PROB(IQ),PARA)
ENDDO
WRITE(IOUTFILE,6070)(RQUANT(IQ),IQ=1,NPROB)
C
C   CALCULATE QUANTILE ESTIMATES FOR EACH SITE
C
DO 60 ISITE=1,NSITE
  DO 50 IQ=1,NPROB
50  QUANT(IQ)=XMOM(1,ISITE)*RQUANT(IQ)
    WRITE(IOUTFILE,6080)ISITE,(QUANT(IQ),IQ=1,NPROB)
60 CONTINUE
C
C   STOP
C
6000 FORMAT(' REGIONAL ANALYSIS, UNBIASED L-MOMENTS')
6010 FORMAT(' REGIONAL ANALYSIS,',
  * ' L-MOMENT PLOTTING POSITION PARAMETERS ',2F8.4/)
6020 FORMAT(' SITE',I3,1X,A32,'N=',I3,' L-MOMENT RATIOS', F9.2,4F9.4)
6030 FORMAT(/' REGIONAL AVERAGE L-MOMENT RATIOS',5F9.4)
6040 FORMAT(/' PARAMETER ESTIMATION: FAIL FLAG',I2)
6050 FORMAT(/' REGIONAL WAKEBY PARAMETERS',5F12.4)
6051 FORMAT(/' REGIONAL GEV PARAMETERS',5F12.4)
6060 FORMAT(/' SITE',25X,'QUANTILES/' NUMBER',10F10.4/1X,106('-'))
6070 FORMAT(' REGION',10F10.2/)
6080 FORMAT(1X,I4,2X,10F10.2)
C
C   END
C===== SORT.FOR
SUBROUTINE SORT(X,N)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C SORTS THE ARRAY X INTO ASCENDING ORDER
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X   *IN/OUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE NUMBERS TO BE SORTED.
C     ON EXIT, CONTAINS THE SORTED NUMBERS.
C N   *INPUT* NUMBER OF ELEMENTS TO BE SORTED
C
C METHOD USED IS SHELL SORT WITH SEQUENCE OF INCREMENTS AS IN
C D.F.KNUTH (1969) 'THE ART OF COMPUTER PROGRAMMING', VOL.3, P.95
C
C   IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C   DOUBLE PRECISION X(N)
C   IF(N.LE.1)RETURN
C   J=4
C   DO 10 I=1,100
C     J=3*J+1
C     IF(J.GE.N)GOTO 20
C10  CONTINUE
C20  CONTINUE
C     M=(J/3)
C     DO 60 MM=1,100
C       M=M/3
C       IF(M.EQ.0)RETURN
C       DO 50 I=M+1,N
C         TEST=X(I)
C         J=I
C         DO 30 JJ=1,100
C           J=J-M

```

```

      IF(J.LE.0)GOTO 40
      IF(TEST.GE.X(J))GOTO 40
    30 X(J+M)=X(J)
    40 CONTINUE
    50 X(J+M)=TEST
    60 CONTINUE
      END
C===== SAMLMR.FOR
      SUBROUTINE SAMLMR(X,N,XMOM,NMOM,A,B)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C SAMPLE L-MOMENTS OF A DATA ARRAY
C   Calculates the sample L-moment ratios of a data set,
C   via the probability weighted moments.
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C X   * INPUT* ARRAY OF LENGTH N. CONTAINS THE DATA, IN ASCENDING
C      ORDER.
C N   * INPUT* NUMBER OF DATA VALUES
C XMOM *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH NMOM. ON EXIT, CONTAINS THE SAMPLE
C       L-MOMENTS L-1, L-2, T-3, T-4, ...
C NMOM * INPUT* NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND. AT MOST MAX(N,20).
C A   * INPUT* ) PARAMETERS OF PLOTTING
C B   * INPUT* ) POSITION (SEE BELOW)
C
C FOR UNBIASED ESTIMATES (OF THE LAMBDA'S) SET A=B=ZERO. OTHERWISE,
C PLOTTING-POSITION ESTIMATORS ARE USED, BASED ON THE PLOTTING POSITION
C (J+A)/(N+B) FOR THE J'TH SMALLEST OF N OBSERVATIONS. FOR EXAMPLE,
C A=-0.35D0 AND B=0.0D0 YIELDS THE ESTIMATORS RECOMMENDED BY
C HOSKING ET AL. (1985, TECHNOMETRICS) FOR THE GEV DISTRIBUTION.
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C DOUBLE PRECISION X(N),XMOM(NMOM),SUM(20)
C DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
C IF(NMOM.GT.20.OR.NMOM.GT.N)GOTO 1000
C DO 10 J=1,NMOM
10 SUM(J)=ZERO
C IF(A.EQ.ZERO.AND.B.EQ.ZERO)GOTO 50
C IF(A.LE.-ONE.OR.A.GE.B)GOTO 1010
C
C PLOTTING-POSITION ESTIMATES OF PWM'S
C
C DO 30 I=1,N
C PPOS=(I+A)/(N+B)
C TERM=X(I)
C SUM(1)=SUM(1)+TERM
C DO 20 J=2,NMOM
C TERM=TERM*PPOS
20 SUM(J)=SUM(J)+TERM
30 CONTINUE
C DO 40 J=1,NMOM
40 SUM(J)=SUM(J)/N
C GOTO 100
C
C UNBIASED ESTIMATES OF PWM'S
C
C 50 DO 70 I=1,N
C Z=I
C TERM=X(I)
C SUM(1)=SUM(1)+TERM

```

```

DO 60 J=2,NMOM
Z=Z-ONE
TERM=TERM*Z
60 SUM(J)=SUM(J)+TERM
70 CONTINUE
Y=N
Z=N
SUM(1)=SUM(1)/Z
DO 80 J=2,NMOM
Y=Y-ONE
Z=Z*Y
80 SUM(J)=SUM(J)/Z
C
C    L-MOMENTS
C
100 K=NMOM
P0=ONE
IF(NMOM-NMOM/2*2.EQ.1)P0=-ONE
DO 120 KK=2,NMOM
AK=K
P0=-P0
P=P0
TEMP=P*SUM(1)
DO 110 I=1,K-1
AI=I
P=-P*(AK+AI-ONE)*(AK-AI)/(AI*AI)
110 TEMP=TEMP+P*SUM(I+1)
SUM(K)=TEMP
120 K=K-1
XMOM(1)=SUM(1)
IF(NMOM.EQ.1)RETURN
XMOM(2)=SUM(2)
IF(SUM(2).EQ.ZERO)GOTO 1020
IF(NMOM.EQ.2)RETURN
DO 130 K=3,NMOM
130 XMOM(K)=SUM(K)/SUM(2)
RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
RETURN
1010 WRITE(6,7010)
RETURN
1020 WRITE(6,7020)
RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : PARAMETER NMOM INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : ',
* ' PLOTTING-POSITION PARAMETERS INVALID')
7020 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE SAMLMR : ALL DATA VALUES EQUAL')
END
C===== REGLMR.FOR
SUBROUTINE REGLMR(NSITE,NMOM,NXMOM,XMOM,WEIGHT,RMOM)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3    AUGUST 1996
C*
C*****
C
C REGIONAL WEIGHTED AVERAGE OF L-MOMENTS
C Calculates regional weighted averages of L-moment ratios.
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C NSITE * INPUT* NUMBER OF SITES IN REGION
C NMOM * INPUT* NUMBER OF L-MOMENTS TO BE FOUND.

```

```

C NXMOM * INPUT* THE FIRST DIMENSION OF ARRAY XMOM, AS DECLARED IN THE
C   CALLING PROGRAM.
C XMOM * INPUT* ARRAY OF DIMENSION (NXMOM,NSITE). X(I,J) CONTAINS
C   THE I'ITH L-MOMENT RATIO FOR SITE J.
C WEIGHT * INPUT* ARRAY OF LENGTH NSITE. CONTAINS THE WEIGHTS TO BE
C   APPLIED TO EACH SITE.
C RMOM *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH NMOM. ON EXIT, CONTAINS THE REGIONAL
C   WEIGHTED AVERAGE L-MOMENT RATIOS.
C
C   IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C   DOUBLE PRECISION XMOM(NXMOM,NSITE),WEIGHT(NSITE),RMOM(NMOM)
C   DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
C   IF(NMOM.LT.2.OR.NMOM.GT.NXMOM)GOTO 1000
C   DO 10 J=1,NMOM
10 RMOM(J)=ZERO
C   WSUM=ZERO
C   DO 30 ISITE=1,NSITE
C   SMEAN=XMOM(1,ISITE)
C   IF(SMEAN.EQ.ZERO)GOTO 1010
C   W=WEIGHT(ISITE)
C   WSUM=WSUM+W
C   RMOM(2)=RMOM(2)+W*XMOM(2,ISITE)/SMEAN
C   IF(NMOM.EQ.2)GOTO 30
C   DO 20 J=3,NMOM
20 RMOM(J)=RMOM(J)+W*XMOM(J,ISITE)
30 CONTINUE
C   IF(WSUM.LE.ZERO)GOTO 1020
C   RMOM(1)=ONE
C   RMOM(2)=RMOM(2)/WSUM
C   IF(NMOM.EQ.2)RETURN
C   DO 40 J=3,NMOM
40 RMOM(J)=RMOM(J)/WSUM
C   RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
C   RETURN
1010 WRITE(6,7010)ISITE
C   RETURN
1020 WRITE(6,7020)
C   RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE REGLMR : PARAMETER NMOM INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE REGLMR : ZERO MEAN AT SITE',I4)
7020 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE REGLMR :',
C   * ' SUM OF WEIGHTS IS NEGATIVE OR ZERO')
C   END
C===== PELWAK.FOR
C   SUBROUTINE PELWAK(XMOM,PARA,IFAIL)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3 AUGUST 1996
C*
C* VERSION 3.04 JULY 2005
C* * Minor bug fix in test for validity of L-moments.
C*
C*****
C
C PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE WAKEBY DISTRIBUTION
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C XMOM * INPUT* ARRAY OF LENGTH 5. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C   LAMBDA-2, TAU-3, TAU-4, TAU-5.
C PARA *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 5. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C   IN THE ORDER XI, ALPHA, BETA, GAMMA, DELTA.

```

```

C IFAIL *OUTPUT* FAIL FLAG. ON EXIT, IT IS SET AS FOLLOWS.
C      0 SUCCESSFUL EXIT
C      1 ESTIMATES COULD ONLY BE OBTAINED BY SETTING XI=0
C      2 ESTIMATES COULD ONLY BE OBTAINED BY FITTING A
C      GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION
C      3 L-MOMENTS INVALID
C
C PROCEDURE:
C 1. LOOK FOR A SOLUTION WITH XI UNCONSTRAINED;
C 2. IF NONE FOUND, LOOK FOR A SOLUTION WITH XI=0;
C 3. IF NONE FOUND, FIT A GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION TO THE
C    FIRST 3 L-MOMENTS.
C ESTIMATES ARE CALCULATED USING THE FORMULAS GIVEN BY GREENWOOD ET AL.
C (1979, WATER RESOUR. RES., TABLE 5), BUT EXPRESSED IN TERMS OF
C L-MOMENTS RATHER THAN PROBABILITY WEIGHTED MOMENTS.
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C DOUBLE PRECISION XMOM(5), PARA(5)
C DATA ZERO/0D0/, HALF/0.5D0/, ONE/1D0/, TWO/2D0/, THREE/3D0/, FOUR/4D0/
C DATA X2/2D0/, X3/3D0/, X4/4D0/, X5/5D0/, X7/7D0/, X8/8D0/, X9/9D0/,
C * X10/10D0/, X11/11D0/, X16/16D0/, X25/25D0/, X29/29D0/, X32/32D0/,
C * X35/35D0/, X85/85D0/, X125/125D0/, X203/203D0/
C
C IF(XMOM(2).LE.ZERO)GOTO 1000
C IF(DABS(XMOM(3)).GE.ONE)GOTO 1000
C IF(DABS(XMOM(4)).GE.ONE)GOTO 1000
C IF(DABS(XMOM(5)).GE.ONE)GOTO 1000
C IFAIL=0
C
C CALCULATE THE L-MOMENTS (LAMBDA'S)
C
C ALAM1=XMOM(1)
C ALAM2=XMOM(2)
C ALAM3=XMOM(3)*ALAM2
C ALAM4=XMOM(4)*ALAM2
C ALAM5=XMOM(5)*ALAM2
C
C ESTIMATE N1,N2,N3,C1,C2,C3 WHEN XI.NE.0
C
C XN1= X3*ALAM2-X25*ALAM3 +X32*ALAM4
C XN2=-X3*ALAM2 +X5*ALAM3 +X8*ALAM4
C XN3= X3*ALAM2 +X5*ALAM3 +X2*ALAM4
C XC1= X7*ALAM2-X85*ALAM3+X203*ALAM4-X125*ALAM5
C XC2=-X7*ALAM2+X25*ALAM3 +X7*ALAM4 -X25*ALAM5
C XC3= X7*ALAM2 +X5*ALAM3 -X7*ALAM4 -X5*ALAM5
C
C ESTIMATE B AND D
C
C XA=XN2*XC3-XC2*XN3
C XB=XN1*XC3-XC1*XN3
C XC=XN1*XC2-XC1*XN2
C DISC=XB*XB-FOUR*XA*XC
C IF(DISC.LT.ZERO)GOTO 10
C DISC=DSQRT(DISC)
C ROOT1=HALF*(-XB+DISC)/XA
C ROOT2=HALF*(-XB-DISC)/XA
C B= DMAX1(ROOT1,ROOT2)
C D=-DMIN1(ROOT1,ROOT2)
C IF(D.GE.ONE)GOTO 10
C
C ESTIMATE A, C AND XI
C
C A=(ONE+B)*(TWO+B)*(THREE+B)/
C * (FOUR*(B+D))*((ONE+D)*ALAM2-(THREE-D)*ALAM3)
C C=-(ONE-D)*(TWO-D)*(THREE-D)/
C * (FOUR*(B+D))*((ONE-B)*ALAM2-(THREE+B)*ALAM3)
C XI=ALAM1-A/(ONE+B)-C/(ONE-D)
C
C CHECK FOR VALID PARAMETERS
C
C IF(C.GE.ZERO.AND.A+C.GE.ZERO)GOTO 30
C
C CAN'T FIND VALID ESTIMATES FOR XI UNRESTRICTED, SO TRY XI=0

```



```

C
C     ESTIMATE B AND D FOR XI=0
C
10 IFAIL=1
  XI=ZERO
  ZN1=X4*ALAM1-X11*ALAM2+X9*ALAM3
  ZN2=-ALAM2+X3*ALAM3
  ZN3=ALAM2+ALAM3
  ZC1=X10*ALAM1-X29*ALAM2+X35*ALAM3-X16*ALAM4
  ZC2=-ALAM2+X5*ALAM3-X4*ALAM4
  ZC3=ALAM2-ALAM4
  ZA=ZN2*ZC3-ZC2*ZN3
  ZB=ZN1*ZC3-ZC1*ZN3
  ZC=ZN1*ZC2-ZC1*ZN2
  DISC=ZB*ZB-FOUR*ZA*ZC
  IF(DISC.LT.ZERO)GOTO 20
  DISC=DSQRT(DISC)
  ROOT1=HALF*(-ZB+DISC)/ZA
  ROOT2=HALF*(-ZB-DISC)/ZA
  B= DMAX1(ROOT1,ROOT2)
  D=-DMIN1(ROOT1,ROOT2)
  IF(D.GE.ONE)GOTO 20
C
C     ESTIMATE A AND C
C
  A=(ONE+B)*(TWO+B)/(B+D)*(ALAM1-(TWO-D)*ALAM2)
  C=-(ONE-D)*(TWO-D)/(B+D)*(ALAM1-(TWO+B)*ALAM2)
  IF(C.GE.ZERO.AND.A+C.GE.ZERO)GOTO 30
C
C     CAN'T FIND VALID ESTIMATES EVEN WITH XI=0 -
C     FIT GENERALIZED PARETO DISTRIBUTION INSTEAD
C
20 IFAIL=2
  D=-(ONE-THREE*XMOM(3))/(ONE+XMOM(3))
  C=(ONE-D)*(TWO-D)*XMOM(2)
  B=ZERO
  A=ZERO
  XI=XMOM(1)-C/(ONE-D)
  IF(D.GT.ZERO)GOTO 30
  A=C
  B=-D
  C=ZERO
  D=ZERO
C
C     COPY RESULTS INTO ARRAY PARA
C
30 PARA(1)=XI
  PARA(2)=A
  PARA(3)=B
  PARA(4)=C
  PARA(5)=D
  RETURN
C
1000 IFAIL=3
  DO 1010 I=1,5
1010 PARA(I)=ZERO
  END
C===== QUAWAK.FOR
  DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAWAK(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****

```

```

C
C QUANTILE FUNCTION OF THE WAKEBY DISTRIBUTION
C
  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
  DOUBLE PRECISION PARA(5)
  DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/

C
C   UFL SHOULD BE CHOSEN SO THAT EXP(UFL) JUST DOES NOT CAUSE
C   UNDERFLOW
C
  DATA UFL/-170D0/

C
  XI=PARA(1)
  A=PARA(2)
  B=PARA(3)
  C=PARA(4)
  D=PARA(5)

C
C   TEST FOR VALID PARAMETERS
C
  IF(B+D.LE.ZERO.AND.(B.NE.ZERO.OR.C.NE.ZERO.OR.D.NE.ZERO))GOTO 1000
  IF(A.EQ.ZERO.AND.B.NE.ZERO)GOTO 1000
  IF(C.EQ.ZERO.AND.D.NE.ZERO)GOTO 1000
  IF(C.LT.ZERO.OR.A+C.LT.ZERO)GOTO 1000
  IF(A.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO)GOTO 1000

C
  IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10
  Z=-DLOG(ONE-F)
  Y1=Z
  IF(B.EQ.ZERO)GOTO 5
  TEMP=-B*Z
  IF(TEMP.LT.UFL)Y1=ONE/B
  IF(TEMP.GE.UFL)Y1=(ONE-DEXP(TEMP))/B
5 CONTINUE
  Y2=Z
  IF(D.NE.ZERO)Y2=(ONE-DEXP(D*Y2))/(-D)
  QUAWAK=XI+A*Y1+C*Y2
  RETURN

C
10 IF(F.EQ.ZERO)GOTO 20
  IF(F.EQ.ONE)GOTO 30
  GOTO 1010
20 QUAWAK=XI
  RETURN
30 IF(D.GT.ZERO)GOTO 1010
  IF(D.LT.ZERO)QUAWAK=XI+A/B-C/D
  IF(D.EQ.ZERO.AND.C.GT.ZERO)GOTO 1010
  IF(D.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO.AND.B.EQ.ZERO)GOTO 1010
  IF(D.EQ.ZERO.AND.C.EQ.ZERO.AND.B.GT.ZERO)QUAWAK=XI+A/B
  RETURN

C
1000 WRITE(6,7000)
  QUAWAK=ZERO
  RETURN
1010 WRITE(6,7010)
  QUAWAK=ZERO
  RETURN

C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAWAK : PARAMETERS INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAWAK : ',
  * ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
  END

C===== PELGEV.FOR
  SUBROUTINE PELGEV(XMOM,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS

```

```

C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C PARAMETER ESTIMATION VIA L-MOMENTS FOR THE GENERALIZED EXTREME-VALUE
C DISTRIBUTION
C
C PARAMETERS OF ROUTINE:
C XMOM  * INPUT* ARRAY OF LENGTH 3. CONTAINS THE L-MOMENTS LAMBDA-1,
C        LAMBDA-2, TAU-3.
C PARA  *OUTPUT* ARRAY OF LENGTH 3. ON EXIT, CONTAINS THE PARAMETERS
C        IN THE ORDER XI, ALPHA, K (LOCATION, SCALE, SHAPE).
C
C OTHER ROUTINES USED: DLGAMA
C
C METHOD: FOR -0.8 LE TAU3 LT 1, K IS APPROXIMATED BY RATIONAL
C FUNCTIONS AS IN DONALDSON (1996, COMMUN. STATIST. SIMUL. COMPUT.).
C IF TAU3 IS OUTSIDE THIS RANGE, NEWTON-RAPHSON ITERATION IS USED.
C
C IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
C DOUBLE PRECISION XMOM(3),PARA(3)
C DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/,THREE/3D0/
C DATA P8/0.8D0/,P97/0.97D0/
C
C SMALL IS USED TO TEST WHETHER K IS EFFECTIVELY ZERO
C EPS,MAXIT CONTROL THE TEST FOR CONVERGENCE OF N-R ITERATION
C
C DATA SMALL/1D-5/,EPS/1D-6/,MAXIT/20/
C
C EU IS EULER'S CONSTANT
C DL2 IS LOG(2), DL3 IS LOG(3)
C
C DATA EU/0.57721566D0/,DL2/0.69314718D0/,DL3/1.0986123D0/
C
C COEFFICIENTS OF RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATIONS FOR K
C
C DATA A0,A1,A2/ 0.28377530D0,-1.21096399D0,-2.50728214D0/
C DATA A3,A4  /-1.13455566D0,-0.07138022D0/
C DATA B1,B2,B3/ 2.06189696D0, 1.31912239D0, 0.25077104D0/
C DATA C1,C2,C3/ 1.59921491D0,-0.48832213D0, 0.01573152D0/
C DATA D1,D2  /-0.64363929D0, 0.08985247D0/
C
C T3=XMOM(3)
C IF(XMOM(2).LE.ZERO)GOTO 1000
C IF(DABS(T3).GE.ONE)GOTO 1000
C IF(T3.LE.ZERO)GOTO 10
C
C RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATION FOR TAU3 BETWEEN 0 AND 1
C
C Z=ONE-T3
C G=(-ONE+Z*(C1+Z*(C2+Z*C3)))/(ONE+Z*(D1+Z*D2))
C IF(DABS(G).LT.SMALL)GOTO 50
C GOTO 40
C
C RATIONAL-FUNCTION APPROXIMATION FOR TAU3 BETWEEN -0.8 AND 0
C
C 10 G=(A0+T3*(A1+T3*(A2+T3*(A3+T3*A4)))/(ONE+T3*(B1+T3*(B2+T3*B3)))
C IF(T3.GE.-P8)GOTO 50
C
C NEWTON-RAPHSON ITERATION FOR TAU3 LESS THAN -0.8
C
C IF(T3.LE.-P97)G=ONE-DLOG(ONE+T3)/DL2
C T0=(T3+THREE)*HALF
C DO 20 IT=1,MAXIT
C X2=TWO**(-G)
C X3=THREE**(-G)
C XX2=ONE-X2
C XX3=ONE-X3
C T=XX3/XX2
C DERIV=(XX2*X3*DL3-XX3*X2*DL2)/(XX2*XX2)
C GOLD=G

```

```

      G=G-(T-T0)/DERIV
      IF(DABS(G-GOLD).LE.EPS*G)GOTO 30
20  CONTINUE
      WRITE(6,7010)
30  CONTINUE
C
C      ESTIMATE ALPHA,XI
C
40  PARA(3)=G
      GAM=DEXP(DLGAMA(ONE+G))
      PARA(2)=XMOM(2)*G/(GAM*(ONE-TWO**(-G)))
      PARA(1)=XMOM(1)-PARA(2)*(ONE-GAM)/G
      RETURN
C
C      ESTIMATED K EFFECTIVELY ZERO
C
50  PARA(3)=ZERO
      PARA(2)=XMOM(2)/DL2
      PARA(1)=XMOM(1)-EU*PARA(2)
      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE PELGEV : L-MOMENTS INVALID')
7010 FORMAT(' ** WARNING ** ROUTINE PELGEV :',
      * ' ITERATION HAS NOT CONVERGED. RESULTS MAY BE UNRELIABLE.')
      END
C===== DLGAMA.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION DLGAMA(X)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C LOGARITHM OF GAMMA FUNCTION
C
C BASED ON ALGORITHM ACM291, COMMUN. ASSOC. COMPUT. MACH. (1966)
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DATA SMALL,CRIT,BIG,TOOBIG/1D-7,13D0,1D9,2D36/
C
C      C0 IS 0.5*LOG(2*PI)
C      C1...C7 ARE THE COEFFTS OF THE ASYMPTOTIC EXPANSION OF DLGAMA
C
      DATA C0,C1,C2,C3,C4,C5,C6,C7/
      * 0.91893 85332 04672 742D 0, 0.83333 33333 33333 333D-1,
      * -0.27777 77777 77777 778D-2, 0.79365 07936 50793 651D-3,
      * -0.59523 80952 38095 238D-3, 0.84175 08417 50841 751D-3,
      * -0.19175 26917 52691 753D-2, 0.64102 56410 25641 026D-2/
C
C      S1 IS -(EULER'S CONSTANT), S2 IS PI**2/12
C
      DATA S1/-0.57721 56649 01532 861D 0/
      DATA S2/ 0.82246 70334 24113 218D 0/
C
      DATA ZERO/0D0/,HALF/0.5D0/,ONE/1D0/,TWO/2D0/
      DLGAMA=ZERO
      IF(X.LE.ZERO)GOTO 1000
      IF(X.GT.TOOBIG)GOTO 1000
C
C      USE SMALL-X APPROXIMATION IF X IS NEAR 0, 1 OR 2
C

```

```

      IF(DABS(X-TWO).GT.SMALL)GOTO 10
      DLGAMA=DLOG(X-ONE)
      XX=X-TWO
      GOTO 20
10  IF(DABS(X-ONE).GT.SMALL)GOTO 30
      XX=X-ONE
20  DLGAMA=DLGAMA+XX*(S1+XX*S2)
      RETURN
30  IF(X.GT.SMALL)GOTO 40
      DLGAMA=-DLOG(X)+S1*X
      RETURN
C
C      REDUCE TO DLGAMA(X+N) WHERE X+N.GE.CRIT
C
40  SUM1=ZERO
      Y=X
      IF(Y.GE.CRIT)GOTO 60
      Z=ONE
50  Z=Z*Y
      Y=Y+ONE
      IF(Y.LT.CRIT)GOTO 50
      SUM1=SUM1-DLOG(Z)
C
C      USE ASYMPTOTIC EXPANSION IF Y.GE.CRIT
C
60  SUM1=SUM1+(Y-HALF)*DLOG(Y)-Y+C0
      SUM2=ZERO
      IF(Y.GE.BIG)GOTO 70
      Z=ONE/(Y*Y)
      SUM2=(((((C7*Z+C6)*Z+C5)*Z+C4)*Z+C3)*Z+C2)*Z+C1)/Y
70  DLGAMA=SUM1+SUM2
      RETURN
C
1000 WRITE(6,7000)X
      RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE DLGAMA :',
* ' ARGUMENT OUT OF RANGE :',D24.16)
      END
C===== QUAGEV.FOR
      DOUBLE PRECISION FUNCTION QUAGEV(F,PARA)
C*****
C*
C* FORTRAN CODE WRITTEN FOR INCLUSION IN IBM RESEARCH REPORT RC20525, *
C* 'FORTRAN ROUTINES FOR USE WITH THE METHOD OF L-MOMENTS, VERSION 3' *
C*
C* J. R. M. HOSKING
C* IBM RESEARCH DIVISION
C* T. J. WATSON RESEARCH CENTER
C* YORKTOWN HEIGHTS
C* NEW YORK 10598, U.S.A.
C*
C* VERSION 3   AUGUST 1996
C*
C*****
C
C QUANTILE FUNCTION OF THE GENERALIZED EXTREME-VALUE DISTRIBUTION
C
      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
      DOUBLE PRECISION PARA(3)
      DATA ZERO/0D0/,ONE/1D0/
      U=PARA(1)
      A=PARA(2)
      G=PARA(3)
      IF(A.LE.ZERO)GOTO 1000
      IF(F.LE.ZERO.OR.F.GE.ONE)GOTO 10
      Y=-DLOG(-DLOG(F))
      IF(G.NE.ZERO)Y=(ONE-DEXP(-G*Y))/G
      QUAGEV=U+A*Y
      RETURN
C
10  IF(F.EQ.ZERO.AND.G.LT.ZERO)GOTO 20
      IF(F.EQ.ONE .AND.G.GT.ZERO)GOTO 20

```

```

        WRITE(6,7000)
        QUAGEV=ZERO
        RETURN
20 QUAGEV=U+A/G
    RETURN
C
1000 WRITE(6,7010)
    QUAGEV=ZERO
    RETURN
C
7000 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGEV :',
* ' ARGUMENT OF FUNCTION INVALID')
7010 FORMAT(' *** ERROR *** ROUTINE QUAGEV : PARAMETERS INVALID')
    END

```